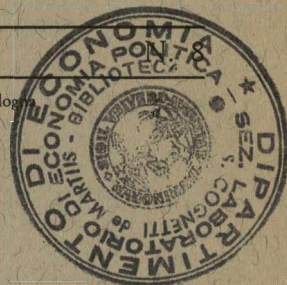


RIVISTA INTERNAZIONALE DI SCIENZE ECONOMICHE E COMMERCIALI

Anno XXXIX

Agosto 1992

Pubblicazione mensile - Sped. in abb. postale, gruppo III/70 Bologna



SOMMARIO

- Einaudi, Demaria, e "Sesto Empirico": la cattedra "negata" a Ernesto Rossi (Einaudi, Demaria and "Sesto Empirico": The Chair Denied to Ernesto Rossi) ACHILLE AGNATI Pag. 641
- A Pigouvian Tax on Risky Consumption (Una tassa pigouviana sul consumo rischioso) ROBERT E. KOHN » 661
- Is Information More Valuable When Risk Increases? (Il valore dell'informazione aumenta al crescere dell'incertezza?) CORRADO BENASSI and ANDREA ICHINO » 673
- Evaluating Probability Predictions: An Application of Copas' Diagrammatic Method in Comparing Two Models of Strikes (Valutazione delle previsioni di probabilità: applicazione del metodo diagrammatico di Copas nel confronto di due modelli di sciopero) YANIS VAROUFAKIS » 693
- The Nonsubstitution Theorem with Joint Production (Il teorema di non sostituzione con produzione congiunta) TAPEN SINHA and DIPANKAR DASGUPTA » 701
- The Importance of Transfers in Canada, 1926-1988: An Analysis Within the Framework of Wagner's Law (L'importanza dei trasferimenti in Canada, 1926-1988: un'analisi entro lo schema della legge di Wagner) PANAYIOTIS C. AFXENTIIOU » 709
- A Note on Currency Devaluation: The Implication of the Intertemporal Substitution Effect (Nota sulla svalutazione della moneta: l'implicazione dell'effetto sostituzione intertemporale) CHING-CHONG LAI and WEN-YA CHANG » 727
- Relazioni di bilancio:* Alleanza Assicurazioni, Assicurazioni Generali, Banca Popolare di Milano » 733

SOTTO GLI AUSPICI DELLA

UNIVERSITÀ COMMERCIALE LUIGI BOCCONI
E DELLA UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI MILANO

CEDAM - CASA EDITRICE DOTT. A. MILANI - PADOVA

COMITATO DI DIREZIONE - EDITORIAL BOARD

HENRI BARTOLI (Université de Paris) - WILLIAM J. BAUMOL (Princeton University) - FEDERICO CAFFÈ (Università di Roma) - GIOVANNI DEMARIA (Accademia Nazionale dei Lincei) - WILLIAM D. GRAMPP (Illinois University) - ARNALDO MAURI (Università di Milano) - ARIBERTO MIGNOLI (Università Bocconi) - ANTONIO MONTANER (Universität Mainz) - HISAO ONOE (Kyoto University) - ALBERTO QUADRIO CURZIO (Università Cattolica, Milano) - ROBERTO RUOZI (Università Bocconi) - ALDO SCOTTO (Università di Genova) - ROBERT M. SOLOW (Massachusetts Institute of Technology) - SERGIO STEVE (Università di Roma) - MARIO TALAMONA (Università di Milano) - SHIGETO TSURU (Hitotsubashi University) - BASIL S. YAMEY (London School of Economics and Political Science).

DIRETTORE (EDITOR): ALDO MONTESANO (Università Bocconi)

Redazione (Editorial Office): ANNA BAGIOTTI CRAVERI

DIRETTORE (EDITOR) dal 1954 al 1983: TULLIO BAGIOTTI

RIVISTA INTERNAZIONALE DI SCIENZE ECONOMICHE E COMMERCIALI (INTERNATIONAL REVIEW OF ECONOMICS AND BUSINESS)

Pubblicazione mensile (A monthly journal). Direzione e Redazione (Editorial Office): Via Teuliè 1, 20136 Milano (Italy), Tel. 02-89409031, C.c. postale 47300207.

Abbonamento 1992 (Subscription 1992): Italia (Italy), Lire 180.000; estero (abroad), Lire 250.000. Collezione completa rilegata 1954-1990, prezzo speciale (Whole bound set of back issues, 1954-1990, special offer price) Lire 2.000.000.

CONDIZIONI DI ABBONAMENTO AI PERIODICI «CEDAM»

L'abbonamento è annuo e si rinnova tacitamente per l'anno successivo se non viene disdetto entro il mese di dicembre, con lettera raccomandata. La semplice reiezione di fascicoli non può essere considerata come disdetta. Il canone di abbonamento deve essere pagato anticipatamente. In caso contrario la Casa si riserva la facoltà di interrompere l'invio dei fascicoli. I pagamenti devono essere effettuati direttamente alla Casa di Padova sul c/c postale n. 205351 oppure ai suoi incaricati muniti di speciale delega, che rilasceranno ricevuta sui moduli recanti il marchio Cedam e numerati progressivamente. Il rinnovo dell'abbonamento deve essere effettuato entro il 31 maggio di ogni anno. Trascorso tale termine l'amministrazione provvederà direttamente all'incasso mediante emissione di fattura con ricevuta bancaria. I fascicoli non pervenuti all'abbonato devono essere reclamati prima della conclusione dell'abbonamento in corso. Decorso tale termine saranno spediti, se disponibili, contro rimessa dell'importo. L'abbonamento importa, agli effetti legali, elezione di domicilio in Padova presso la Casa Editrice.

Direttore responsabile: Aldo Montesano - Autorizz. Tribunale di Treviso N. 113 del 22-10-54



Rivista associata all'Unione della Stampa Periodica Italiana

Tip. Leonelli - Villanova di Castenaso (Bo)

Proprietà letteraria - Stampato in Italia - Printed in Italy

EINAUDI, DEMARIA E « SESTO EMPIRICO »: LA CATTEDRA « NEGATA » A ERNESTO ROSSI

di
ACHILLE AGNATI *



1. Dalla lettera del 19 luglio 1948 di Ernesto Rossi a Luigi Einaudi¹, traggio l'ultimo passo: « Avevo concorso ad una cattedra di Economia all'Università di Modena². Mi hanno detto che la Commissione, presieduta dal prof. Demaria³ non⁴ mi ha messo nella terna. Non capisco: credevo proprio che il prof. Demaria avrebbe profittato dell'occasione per dimostrarmi la sua riconoscenza per quel che avevo scritto nel trafiletto *Corbellerie con l'acceleratore*⁵ sull'*Italia socialista* ... [puntini di sospensione nel testo pubblicato]. Spero di non avere altri 'amici' nella Commissione esaminatrice dei titoli di studio per la cattedra di Finanza di Cagliari, alla quale ho pure concorso, presentando i miei titoli un anno fa, e che credo dovrà essere decisa nei prossimi giorni⁷ ».

* Università di Padova, Facoltà di Scienze Politiche. Dipartimento di Scienze Economiche « Marco Fanno », Padova.

¹ L. EINAUDI-E. ROSSI (1988, pp. 282-85). Le note del passo sono quelle del *Carteggio* citato.

² Il concorso fu vinto da Giuseppe di Nardi, con Mario De Luca e Luigi Federici al secondo e terzo posto; la Commissione giudicatrice, presieduta da Marco Fanno, era composta da Angelo Fraccacreta, Giuseppe Ugo Papi, Giovanni Demaria e Francesco Vito. Cfr. MINISTERO DELLA PUBBLICA ISTRUZIONE (1949, pp. 44-45).

³ Giovanni Demaria (nato nel 1899), professore di Economia politica nell'Istituto superiore di Scienze economiche a Bari, quindi di Statistica economica, poi di Politica economica e finanziaria all'Università Bocconi dal 1934. [Dal 1938 professore di Economia politica e dal 1987 professore emerito sempre all'Università Bocconi].

⁴ « non » è aggiunta autogr.

⁵ L'articolo, firmato con lo pseudonimo « Sesto Empirico », uscì sull'*Italia socialista* (1948, p. 1).

⁶ « nell' » è corretto in: « sull' ».

⁷ Si tratta in realtà dell'Università di Sassari. Il concorso fu vinto da Aldo Scotto con Sergio Steve e Felice Villari, al secondo e terzo posto. La Commissione giudicatrice, presieduta

2. Ernesto Rossi, economista e politico, è vissuto dal 1897 al 1967. Formatosi negli ambienti democratico-liberali fiorentini, fu interventista e volontario nella Prima Guerra Mondiale da cui tornò ferito e mutilato. Nell'immediato dopoguerra – studioso di storia e di economia secondo gli insegnamenti di Salvemini e di Einaudi – aderì all'Unione Nazionale Democratica fondata nel 1924 da Giovanni Amendola scrivendo articoli su *La riforma sociale* di Einaudi, *Il Caffè* di Bauer e Parri, *Rivoluzione liberale* di Gobetti.

La congenialità della sua collaborazione a *La riforma sociale* fece nascere il rapporto personale ed epistolare con Einaudi dal quale ultimo è tratta la nostra nota. Antifascista, esulò in Francia formando nel 1929, con Bauer e Parri, il nucleo dirigente del movimento di *Giustizia e Libertà* costituito a Parigi da Carlo Rosselli. Rientrato in Italia e condannato nel 1939 a 20 anni di carcere, per indulto e amnistia venne scarcerato ma assegnato a 5 anni di confino nell'isola di Ventotene dove, nel giugno 1941, redasse con A. Spinellicci ed E. Colorni il *Manifesto di Ventotene* propositivo di una concezione federalista europea con « l'abolizione della divisione dell'Europa in stati nazionalisti e sovrani »: documento che, nel 1943, fece parte del programma politico del Partito d'Azione nel cui direttivo Ernesto Rossi entrò dopo il 25 luglio 1943 partecipando altresì alla resistenza. Nel 1955, fu tra i fondatori del Partito radicale.

L'attività prevalente di Ernesto Rossi è rimasta quella del pubblicista con una saggistica intonata all'insegnamento storico civile ricevuto da Salvemini (secondo un rapporto spirituale da padre a figlio!) come realismo sociale critico portato della vicenda politica e intellettuale di quest'ultimo che va dal socialismo degli anni giovanili alle battaglie democratiche per il suffragio universale alla soluzione del problema meridionale all'interventismo democratico della Prima Guerra Mondiale alla lotta antifascista durante il ventennio fino al secondo dopoguerra mondiale e al radical-socialismo degli ultimi anni della sua vita. Dunque, concezione empirica e illuminista di Salvemini passata a Ernesto Rossi e da questo rivissuta sempre con un impegno politico e civile cui si sono ispirati pensiero e azione onde il fascino della vita morale di entrambi e la connessa lezione umana con l'indipendenza del giudizio critico rispetto agli organi costituiti contro ogni possibile opportunismo. La saggistica di Ernesto Rossi è stata argomentativamente sempre cadenzata secondo un liberismo dottrinale radicalmente influenzato

da Benvenuto Griziotti, era composta da Paolo Ricca-Salerno, Mauro Fasiani, Ernesto D'Albergo e Achille Donato Giannini. Cfr. MINISTERO DELLA PUBBLICA ISTRUZIONE (1949, pp. 1302-1307).

da Einaudi e condotto con toni di satira polemica e critica durissima contro gruppi pubblici e privati quali l'Ente risi, il cartello degli zuccherieri, la Federconsorzi, i monopoli elettrici da lui considerati responsabili di distorsioni monopolistiche e protezionistiche, sempre ostacoli allo sviluppo dell'economia italiana, e fonte di malgoverno e corruzione politica.

Al momento dei concorsi a cattedra, la sua produzione scientifica – ove si eccettuino le opere *La riforma agraria* (1945), *Abolire la miseria* (1946), e forse *Critica del capitalismo* (1948) – non si era ancora pienamente consolidata sotto quella forma collettanea di articoli che certamente resta il suo modo di maggior efficacia per esprimere sia un'originale verve polemica sia una dura vis critica. La sua produzione successiva è cospicua con questo catalogo: *Settimo non rubare* (1951); *Lo stato industriale* (1952); *Il malgoverno* (1954); *I padroni del vapore* (1955); *Aria fritta* (1956); *Il sillabo* (1957); *Il manganello e l'aspersorio* (1958); *Le baronie elettriche* (1960); *Elettricità senza baroni* (1962); *Viaggio nel feudo Bonomi* (1965). Fra tutti questi titoli, forse l'unico di alta pregnanza pragmatica bagnata in un'ideologia d'incivilimento è *Abolire la miseria* (1946) – ripubblicato nel 1977 a cura di P. Sylos Labini – con la proposta di provvedere tutti gli individui delle sussistenze – quali casa, cibo, vestiario – affidandone la produzione a un « esercito del lavoro » reclutato in alternativa alla leva militare.

Da critico borghese, Ernesto Rossi vedeva impietosamente la limitatezza intellettuale e morale di un antifascismo di pensiero debole (oggi si direbbe) nei fondamenti teorici. Significativo al riguardo quanto il 12 febbraio 1932 – su alcuni compagni di prigionia – egli scriveva ⁸ alla madre: « Quasi tutti, specie quando considerano questioni che riguardano direttamente il loro sentimento o il loro interesse, chiacchierano, chiacchierano, ma non ragionano. Gli odierni nostri intellettuali sono poi così impostati di filosofia idealistica tedesca, che con la 'dialettica della storia', la 'filosofia della prassi' ed altre buggerate del genere credono di dimostrare tutto quello che vogliono, mentre non dimostrano niente perché sono incapaci di formare il più elementare sillogismo. Quando poi sento parlare di economia marxista – e molti comunisti non sanno parlare d'altro, anche se non hanno mai letto un rigo di *Marx* – mi pare di trovarmi in una condizione analoga a quella in cui si potrebbe trovare un chimico moderno sentendo discutere, sulla composizione della materia, degli individui che avrebbero letto solo libri di alchimia. Le idee economiche fondamentali di Marx erano già vecchie quando egli le espose. Dopo di lui ci sono stati 80 anni di indagini e di critica scientifica, ma di tutto questo lavoro che è stato fruttuosissimo,

⁸ È lettera che traiamo dalla voce « Ernesto Rossi » di Enzo Nizza (1987, pp. 270-71).

nessun buon comunista tiene conto perché ... si tratta di una economia borghese, cioè di teorie escogitate dalla borghesia in difesa dei propri interessi ... ».

Polemista di forte isticità nel suo illuminismo pragmatico — peraltro sempre informato ad autentico spirito democratico — Ernesto Rossi ha saputo esprimere la positività del liberalismo dello stato di diritto, dell'antiburocratismo, del rigore morale come etica privata e pubblica: dunque, sempre e irriducibilmente antiautoritario. Relativamente isolato, ha denunciato le compromissioni delle gerarchie ecclesiastiche con il regime fascista ne *Il manganello e l'aspersorio*; il saccheggio dell'economia nazionale da parte delle oligarchie industriali e finanziarie ne *I padroni del vapore*; l'occupazione e la lottizzazione dello stato attuata dai partiti politici — specie da quelli al governo — ne *Il malgoverno*⁹; *Settimo non rubare*, *Le baronie elettriche*.

Collaboratore de *Il Mondo* di Pannunzio — settimanale nato il 19 febbraio 1949 da « pazzi melanconici » come li chiamava Salvemini per scelte rigorose ma minoritarie — dove scrisse delle mire opportunistiche di privati e politici quando diventavano truffe facendo leva sui cementieri, gli zuccherieri, gli industriali elettrici, la Federconsorzi onde gli attacchi all'alta burocrazia e ai governi (e dunque ai partiti politici) che ne favorivano l'azione. E sempre salvò i tre capisaldi del settimanale: europeismo, economia di mercato, laicismo moderno mai anticlericale. Scrisse da storico cresciuto con Salvemini nel quale — come lo stesso Ernesto Rossi ricorda — De Sanctis aveva rafforzato « l'aspirazione ... verso le idee generali, mastice necessario per tenere insieme i fatti individuali »¹⁰. Ma, da economista legato alla scuola liberale di Einaudi con la sua economia civile, non era in grado di salire analiticamente con l'astrazione teorica e di procedere oltre quell'approdo che dava quei fenomeni dell'Italia del secondo dopoguerra come « degenerazioni », quando settoriali quando personali, che occorreva controbattere valendosi di agenda « moralizzatori ». La sua critica non ha avuto forse la consapevolezza che il bersaglio da essa colpito erano le manifestazioni più superficiali e appariscenti di un nuovo assetto dell'economia capitalistica — che aveva avuto un'anticipazione nell'economia fascista — mirante a governare e comunque gestire la Repubblica italiana attraverso un uso anche personale dello stato e secondo un nuovo corporativismo.

3. A predisporre l'esame e il giudizio comparativo degli articoli del

⁹ Si legga la recensione di assoluta positività nel riconoscerne l'originalità e il coraggio umano e civile di DEMARIA (1955, p. 96 e 1983, p. 514).

¹⁰ SALVEMINI (1954, p. 33).

1948 – oggetto della polemica di cui alla lettera di Ernesto Rossi a Luigi Einaudi – anticipiamo gli articoli di Demaria per poi proporre l'articolo di Ernesto Rossi dal quale – come punto d'appoggio su cui far leva – quest'ultimo si attendeva da Demaria l'aperti sesamo per entrare nella terna di cattedra. *Corbellerie con l'acceleratore*¹¹ di Ernesto Rossi esordisce – con polemica di vivacissima impertinenza – ricordando che « Col titolo *Un economista corporativo che ignora le quattro operazioni* ieri l'altro [ossia il 6 giugno 1948] *L'Italia Socialista* ha riportato due articoletti dell'Agenzia Economica Finanziaria su una magnifica 'cantonata' presa dal rettore magnifico dell'Università Bocconi, il quale, in un articolo pubblicato sulla *Stampa* [con precisione *La Nuova Stampa*] aveva fatto una moltiplicazione dove avrebbe dovuto fare una divisione ». Se il buon giorno si vede dal mattino ... Ma procediamo con l'ordine preannunciato.

Giacché la vicenda dialettica e polemica trae sostanza e motivo dai 2 articoli di Demaria, *Il tallone d'Achille* del 4 maggio 1948 ed *Eco infondata* del 5 giugno 1948 raccolti – come tutti quelli scritti per *La Nuova Stampa* di Torino dal 23 agosto 1945 al 31 dicembre 1950 – da Tullio Bagiotti¹², tali 2 articoli sono da noi ridati – compatti in una sintesi di rigorosa precisione – per poi passare all'articolo di Ernesto Rossi ridato – con altrettanta precisione – così d'agganciare il punto critico della materia del contendere.

Trattandosi di una vicenda di significativa pregnanza per il momento politico economico cruciale dell'Italia dell'immediato secondo dopoguerra mondiale, concludiamo la parte propositiva di questa nota con l'articolo di Demaria, *Il costo del denaro* del 18 giugno 1948 che ci sembra metta un punto di ferma chiarezza su una diatriba nata come capziosa critica (Rossi) di un'analisi economicistica (Demaria) che impietosamente colpiva – quasi a profezia – un « particolare » che sarebbe diventato – giacché « pecunia non olet »! – il Leitmotiv fondamentale della Repubblica italiana fino agli inizi di questi Anni Novanta.

¹¹ In *Italia socialista* (1948, p. 1).

¹² G. DEMARIA (1951). Oltre alla « Premessa introduttiva » alle pp. 5-30 di Tullio Bagiotti, si raccomandano le « Appendici » alle pp. 473-502 dove vengono date nella loro integrità sia la memorabile Relazione generale al Convegno di Pisa del maggio 1942 su *L'«ordine nuovo» e il problema industriale italiano nel dopoguerra*, sia la *Replica agli interventi sulla Relazione generale* sia – infine – il *Rapporto riservato sul Convegno di Pisa per i ministeri romani*. Relazione generale che avrebbe portato alla sospensione negli anni 1943-45 del *Giornale degli economisti* diretto da Giovanni Demaria nonostante l'intervento personale di Giovanni Gentile presso Mussolini (il quale all'affermazione difensiva del filosofo – il *Giornale degli economisti* ha pochi lettori – avrebbe risposto: « Pochi, che valgono milioni! ») con un atto che, pur non salvando per 3 anni la Rivista, riuscì a evitare al Direttore l'allontanamento dalla cattedra.

4. Su *Il tallone d'Achille* del 4 maggio 1948, Bagiotti – in sede di cura editoriale – notava come, con la « vita nuova » che seguiva le nuove elezioni, si stesse facendo gran chiasso in tema di « riforme » dell'apparato produttivo industriale e agricolo dell'Italia 1948, mentre grandi speranze si ponevano nelle commissioni che sarebbero state chiamate a regolare, « pianificandola », l'economia italiana.

Ma la realtà – scrive Demaria – diceva che, per aumentare in Italia produzione e occupazione, bisognava ridurre lo squilibrio tra costi di produzione e prezzi interni e internazionali, giacché – rispetto all'anteguerra – i prezzi delle materie prime erano aumentati in media di 59 volte, quelli della manodopera di oltre 60 volte, quelli degli alimenti al minuto di 68 volte, mentre i prezzi dei prodotti industriali di 61 volte. A fronte di questi dati, negli Stati Uniti d'America – mentre i prezzi delle materie prime erano aumentati del 100%, e così quelli della manodopera e degli alimenti – i prezzi dei prodotti industriali erano aumentati solo del 65%. Negli Stati Uniti si era, dunque, avuto dal 1938 una notevole riduzione del costo industriale della manodopera come portato di un grandissimo sviluppo tecnico-organizzativo.

I prodotti italiani – continuava Demaria – avrebbero dovuto crescere al massimo di 49 volte per consentire la concorrenza sul piano internazionale, mentre questo massimo veniva superato del 20%. Sarebbe stato erroneo limitare i salari per aumentare l'occupazione: ciò avrebbe determinato solo una equiproporzionale caduta dei prezzi dei prodotti. La massa di moneta (valutata in termini di reddito nazionale) sarebbe diminuita, ma si sarebbero ridotte anche le possibilità di vendita. Il minor reddito salariale avrebbe reso scarsa la domanda di prodotti, ma nel lungo andare si sarebbe ripristinato l'esistente deleterio equilibrio di elevata disoccupazione.

Così dunque Demaria, il quale aggiungeva che, per procedere all'aumento della produzione, occorreva aumentare gli investimenti facendo lavorare le industrie produttrici di beni strumentali. E per incentivare maggiori produzioni, occorreva che il sistema bancario diminuisse – da una parte – i saggi d'interesse sui prestiti a industrie e commerci, e – dall'altra parte – aumentasse i saggi d'interesse sui depositi bancari. In caso contrario, non avrebbe avuto influenza apprezzabile sulla produzione alcuna pur notevole riduzione di salari, perché – in un'economia parzialmente isolata dal mondo com'era quella italiana del 1948 – ciò avrebbe comportato soltanto una riduzione di tutti i prezzi inclusi i cambi di esportazione.

Con questo rilievo Demaria toccava una deficienza fondamentale della politica economica italiana, deficienza esistente almeno dall'ottobre 1947, onde il tallone d'Achille stava proprio nell'aver impedito il costituirsi delle

condizioni necessarie per un minor consumo (e un maggior risparmio) e nel contempo per introdurre processi produttivi nuovi e più efficienti. Questa la prova presentata da Demaria: gli impieghi produttivi privati delle banche che, nel 1938, erano — rispetto a depositi e assegni — pari al 75 %, registravano una caduta al 26 % nel 1944 e al 53 % nel 1946, e solo a fine 1947 erano risaliti al 66 %. E il credito alle imprese aveva subito — nel 1947 — sensibili inasprimenti di tariffe e commissioni bancarie, oltre la circostanza che il saggio ufficiale di sconto era al 5,5 %, il più alto di tutto il mondo dove si aveva meno della metà di quella percentuale. Invece, i saggi sui depositi erano a livelli irrisori, onde il colpo di grazia ai propositi di risparmio, mentre la spinta al tesoreggiamento impediva al sistema bancario un effettivo controllo della circolazione col pericolo di un suo subitaneo riversarsi sul mercato dei beni e sul mercato della speculazione di fronte al quale ogni politica di stabilizzazione dei prezzi sarebbe stata travolta.

Per raffreddare questa situazione incandescente — concludeva Demaria — occorreva avvicinare gli interessi bancari passivi agli interessi bancari attivi. Se i primi si fossero portati a una media sopportabile — e Demaria caldeggiava un 6 % « tutto compreso » — quello scarto del 20 % dei prezzi italiani rispetto ai prezzi mondiali sarebbe potuto scomparire ove si pensasse che era di circa un trimestre la durata media dei cicli di produzione, perché allora la riduzione degli interessi — fissati attorno al 10 % — avrebbe coperto tale differenza.

L'articolo *Eco infondata* del 5 giugno successivo riprendeva il tema sul tallone d'Achille della politica bancaria italiana che stava dunque — sempre secondo Demaria — per gran parte nell'alto costo del capitale: questo alto costo — impedendo il ricostituirsi di una efficiente attrezzatura produttiva — si rifletteva sui prezzi dei prodotti e sulle possibilità di esportazione e aveva suscitato accese polemiche nel settore interessato colpito dalla tesi che una riduzione dei saggi d'interesse dal 10 % — allora praticato — al 6 % avrebbe provocato una caduta dei prezzi intorno al 20 %. Critici capziosi affermavano, invece, che l'effetto di una tale riduzione sarebbe stata del solo 1 %: onde la malizia « mammona » interessata al « particolare » di lasciare le cose come stavano.

Demaria replicava che un maggior interesse del 4 % era come un'imposta su tutta la produzione applicata a ogni stadio produttivo, i cui effetti si « cumulavano » col passaggio da uno stadio produttivo all'altro. Schematicamente, Demaria — supponendo 4 stadi per tutta la produzione nazionale: 1) produzione delle materie prime; 2) loro prima lavorazione; 3) ulteriore trattamento industriale; 4) produzione dei beni di consumo finali — diceva che una caduta del saggio di interesse nel primo stadio 1) avrebbe giovato al

secondo stadio 2) determinandovi una diminuzione dei suoi prezzi di costo, e così via per gli altri. I prodotti dei vari stadi avrebbero ricevuto a ogni stadio un « beneficio progressivo » sotto specie di diminuiti costi reali secondo il principio generalizzato di accelerazione o di moltiplicazione, onde la spiegazione dell'errore di supporre che gli effetti di una riduzione dei saggi di interesse si limitassero a un solo processo produttivo. E, ancora, ogni ritardo nell'aggiustare i saggi d'interesse a livelli ragionevoli avrebbe avuto l'effetto sia di favorire le sottoscrizioni a prestiti pubblici, sia di trattenere la massa degli investimenti, altrimenti possibile, per ricostituire e ampliare le attrezzature industriali. Tutto ciò valeva l'affermazione che — con una maggiore quantità di capitali (ottenibile solo con bassi saggi d'interesse) — i processi produttivi sarebbero diventati più efficienti. In sede generale, i prezzi tendono sempre a muoversi nello stesso senso dei saggi d'interesse.

In Italia, proseguiva Demaria — per le imprese idroelettriche, edili, tessili, meccaniche, dei trasporti e anche per le trasformazioni fondiari — una differenza di un 4% nei saggi d'interesse avrebbe potuto essere decisiva: se essa si fosse annullata, una data produzione si sarebbe ottenuta con meno lavoratori e maggior capitale, ma a un « minor costo unitario » e quindi con maggior vendibilità, col che — nel lungo andare — si sarebbe certo ostacolata e addirittura impedita la disoccupazione tecnologica. Era quanto avvenuto nei paesi altamente « capitalizzati » come gli Stati Uniti d'America. Si sarebbe potuto osservare — diceva ancora Demaria — che l'elasticità della variazione dei prezzi in dipendenza di una variazione dei saggi d'interesse era di 5, ossia quando questi ultimi diminuivano (aumentavano) di un 1%, quelli diminuivano (aumentavano) di un 5%.

La conclusione auspicata era che quando le industrie italiane avessero potuto trarre vantaggio da quel parametro fondamentale del loro sviluppo economico, molte difficoltà del 1948 sarebbero state « durevolmente » superate: l'empiria diceva che nel 1947 rispetto al 1938, l'Italia importava il 37% di meno, ma esportava il 69% in meno: all'estero il volume del « nuovo » capitale introdotto nell'apparato produttivo in quegli ultimi anni era, sí, molto superiore a quello dell'anteguerra, ma anche enormemente maggiore di quanto s'era fatto in Italia. Questo materiale degli articoli di Demaria è stato materia del contendere criticamente polemico da parte di Ernesto Rossi di cui al successivo n. 5.

5. L'articolo di critica come sperata « leva di cattedra universitaria » di Ernesto Rossi, *Corbellerie con l'acceleratore* dell'8 giugno 1948 — partendo dai 2 articoli di Demaria ridati al precedente n. 4 — muoveva dalla posizione che i costi industriali italiani risultavano — secondo Demaria — del 20%

superiori a quelli mondiali e — poiché la durata media dei cicli di produzione industriale era di circa un trimestre — per coprire tale differenza sarebbe bastato ridurre il saggio d'interesse dal 10% al 6% così che l'industria italiana avrebbe potuto vantaggiosamente competere con le industrie straniere sul mercato mondiale. Qui innestava la sua critica — da effervescente polemista — Ernesto Rossi dicendo che lo pseudo-ragionamento filava alla Demaria se, invece di dividere, si moltiplicava la differenza 4 (ottenuta riducendo dal 10% al 6% il saggio d'interesse) per il quoziente 4 (numero di volte che lo stesso capitale sarebbe circolato in media durante l'anno nell'interno di un'azienda): la riduzione nel costo di produzione ottenibile col ribasso del 4% nel saggio d'interesse sarebbe risultata così di 16 invece che di 1, quale « avrebbe dovuto essere ». Ed Ernesto Rossi ripeteva « avrebbe dovuto essere » a significare che il ragionamento filava alla Demaria, giacché nessun economista può mai affermare che la riduzione dell'1% nella spesa per l'uso del capitale corrisponde alla riduzione della stessa percentuale nel costo complessivo di produzione.

Demaria rispondeva a Ernesto Rossi « di aggiornarsi sulla letteratura in materia » ed Ernesto Rossi, a sua volta, invitava Demaria a spiegare su quali fondamenti basasse l'attendibilità dei suoi schemi, onde l'articolo di Demaria *Eco infondata* su *La Nuova Stampa* del 5 giugno 1948 — di cui al precedente n. 4 — che veniva così ridato da Ernesto Rossi nelle sue *Corbellerie*: L'economia insegna che ridurre il saggio d'interesse comporta un effetto cumulativo passando da uno stadio produttivo all'altro, perché i prodotti dei vari stadi ricevono a ogni stadio un beneficio progressivo sotto forma di aumenti di costi reali, beneficio noto ai teorici sotto il principio (generalizzato) di accelerazione o di moltiplicazione. Con un linguaggio tecnico si sarebbe potuto osservare che l'elasticità della variazione dei prezzi in dipendenza di una variazione dei saggi d'interesse era dell'ordine di 5, ossia quando questi ultimi diminuivano (aumentavano) di un 1% quelli diminuivano (aumentavano) di un 5%.

Secondo Ernesto Rossi erano « corbellerie di questo genere moltiplicate con l'acceleratore ». Se per ottenere che le industrie italiane — come diceva Demaria — « traggano vantaggio da questo parametro fondamentale del loro sviluppo economico » così da poter superare lo stacco di costo del 20% dalle industrie straniere, bastasse ridurre il saggio d'interesse dal 10% al 6% — e qui Ernesto Rossi ragiona volutamente per assurdo — con soli 40 miliardi una volta tanto alle banche (molto meno, cioè, di quanto lo stato aveva dato all'industria meccanica nel 1947) si sarebbero potute risanare completamente le industrie italiane, perché così lo stato sarebbe riuscito a far ridurre il saggio d'interesse dal 10% al 6% per 1.000 miliardi, ossia per

una somma assai maggiore di quella che avrebbe potuto essere chiesta dalle industrie italiane come capitale circolante.

« Basta questo ragionamento per assurdo a far ripulisti di tutte le chiacchiere del professor De Maria [Demaria], che con l'accelerazione, il moltiplicatore, la elasticità il parametro e con l'accusa mossa al suo critico di essere il portavoce di 'alcune cerchie bancarie romane' interessate a combatterlo per mantenere alto il saggio dell'interesse, cerca di nascondere questa semplice verità: che non sa ragionare e che di economia non capisce niente ». Concludeva Ernesto Rossi: « Sono queste le eredità che ci ha lasciato il corporativismo fascista nel campo della cultura ».

6. L'articolo di Demaria, *Il costo del denaro* del 18 giugno 1948 confermava come la polemica sull'alto costo del denaro — accesa dagli articoli *Il tallone d'Achille* del 4 maggio ed *Eco infondata* del 5 giugno e correlata critica di Ernesto Rossi, *Corbellerie con l'acceleratore* dell'8 giugno — compiacesse Demaria che nell'alto costo del danaro vedeva, se non tutto il nocciolo del problema produttivo italiano, almeno una sua cospicua parte.

L'economia produttiva italiana scarseggiava di strumenti capitalistici, ossia di attrezzature industriali, onde per mancanza di perfezionati strumenti produttivi, la produzione era così bassa che il tenore di vita generale non poteva salire. Molti imprenditori dicevano, infatti, di non poter lavorare di più, perché avrebbero avuto il problema del vendere. Questo significava che il sistema produttivo italiano era orientato verso la produzione di un reddito minimo e che stava nascendo un equilibrio di disoccupazione cronica. E ciò in gran parte perché — con saggi d'interesse troppo alti per i mutuatari e troppo bassi per i risparmiatori — si era sia reso caro il lavoro, sia annullato l'incentivo agli investimenti.

Tuttavia — Demaria riconosceva — gli effetti di una caduta dei saggi d'interesse dal 10% al 6% non erano stati bene intesi, onde lo stesso Demaria tornava sull'argomento dei 4 stadi di produzione annuale della durata media di 3 mesi ciascuno dicendo dei 3 effetti derivanti dal suo schema esplicativo. Come primo effetto, la caduta dei saggi d'interesse dal 10% al 6% avrebbe ridotto i prezzi di costo dell'1% se ogni stadio fosse stato fine a sé stesso, ma la riduzione sarebbe diventata maggiore del 2% appena si fosse considerato che i prodotti del primo stadio erano la materia prima dei 3 stadi successivi e i prodotti del secondo stadio la materia prima dei 2 stadi successivi, e i prodotti del terzo stadio la materia prima dell'ultimo stadio considerato. Come secondo effetto, se il costo del primo stadio è maggiore dell'1%, ne avrebbe ristretto le vendite probabilmente del 4% ch'è quanto avviene per le lavorazioni più lontane dal consumo finale. L'ef-

fetto del maggior costo dell'1% nel secondo stadio avrebbe avuto minore intensità, forse con una riduzione delle vendite del 3%. Per il terzo e per il quarto stadio questa riduzione sarebbe stata circa del 2% e dell'1%. Questo secondo effetto avrebbe portato a 90 una produzione di 100: se la circolazione monetaria resta costante, i prezzi si maggiorano *pro tanto*. Come terzo effetto, la caduta dei saggi d'interesse avrebbe ampliato gli investimenti e fatto introdurre nuove macchine. Il costo annuo di una macchina avente vita fisica di 20 anni sarebbe sceso dal 10% al 7% (tenendo conto degli ammortamenti). Ma ciò avrebbe influenzato le decisioni delle imprese sui metodi da seguire nella produzione e reso operativi i principi di accelerazione e di moltiplicazione da cui (anche a non prenderli alla lettera) nascono alcuni fra i più importanti fattori dello sviluppo economico durevole di un paese.

Infine, Demaria ricordava che quando, nel settembre 1947, venne aumentato il saggio ufficiale di sconto, si ricorse a una misura che, nella prassi bancaria di tutto il mondo, intende avvertire che la vita degli affari va trattenuta perché corre troppo; ma la misura da prendere sarebbe stata la riduzione del saggio d'interesse, che ha sempre significato l'ora di sviluppare la produzione. Ci si lamentava, nel giugno 1948, delle depressioni di borsa: questo accadeva soprattutto per il saggio d'interesse troppo alto che, elevandosi, non poteva non restringere le quotazioni: ciò non avrebbe dovuto indurre — scriveva Demaria — a pensare che agendo in senso contrario i prezzi in generale si sarebbero innalzati, ossia che una riduzione del saggio d'interesse, nelle condizioni dell'Italia 1948, non avrebbe potuto sortire effetti inflazionistici: infatti, « Sarebbe come confondere il movimento per grandi onde economiche con un periodo di generale e persistente inefficienza produttiva nel quale purtroppo ci troviamo, in modo sempre più grave, da lungo tempo ».

7. Presentata nella polpa degli articoli del contendere la materia per un giudizio comparativo tra Demaria ed Ernesto Rossi, quale conclusione resta una sintesi che possiamo così raccogliere: appare subito come — da un punto di vista d'ambiente politico e di clima scientifico — Ernesto Rossi non conoscesse le vicende del Convegno di Pisa sull'*Ordine Nuovo* del maggio 1942 e della sospensione del *Giornale degli economisti* dal 1943 al 1945 di cui alla precedente nota (12); e — altresì — sorprende la sua disattenzione per il sociologo dello stato sociale moderno¹³ e per l'economista della Costituente¹⁴. Ma — da un punto di vista di testuale precisione — appare come

¹³ G. DEMARIA (1946 e 1962).

¹⁴ G. DEMARIA (1946-1948).

Ernesto Rossi abbia frainteso i 2 articoli di Demaria del 4 maggio e del 5 giugno 1948 incorrendo in un errore « in re » nella comprensione analitica dello schema esplicativo della produzione, schema organizzato nella successione annuale di 4 stadi tra loro interdipendenti e dunque reciprocamente solidali e condizionati secondo legami che hanno il loro perno nei saggi d'interesse, e in un errore « secundum rem » di carattere logico ed epistemologico confondendo la verità aritmetica con la verità empirica. La verità aritmetica fatta coincidente con la verità empirica significa che la verità reale può trattarsi come verità aritmetica in cui pensiero ed essere sono la stessa cosa. Demaria, mai considerando fine a sé stesso (onde la moltiplicazione) ogni stadio del suo schema esplicativo, ha proceduto mediante moltiplicazioni che significano interdipendenza e solidarietà. Ernesto Rossi considerando fine a sé stesso (onde la divisione) ogni stadio dello schema di Demaria, vuole una divisione che significa reciproca indipendenza, autonomia, mancanza di condizionamenti.

Torniamo allo schema di Demaria sul sistema produttivo nazionale italiano del 1948 che è l'oggetto del contendere con Ernesto Rossi. Tutta la produzione nazionale di un anno viene rappresentata — nel suo farsi — in 4 stadi¹⁵: 1) produzione di materie prime; 2) prima lavorazione di materie prime; 3) ulteriore trattamento industriale; 4) produzione di beni di consumo finali. L'ipotesi di partenza è debole — ossia realistica — giacché, nel rispetto empirico del sistema produttivo reale del 1948, la durata media di un processo produttivo è di circa 3 mesi onde la esemplarità teorica del sistema produttivo nazionale in 4 stadi consente — numericamente o meglio contabilmente e statisticamente — di far coincidere i 12 mesi dell'anno (che sono il periodo di riferimento della contabilità nazionale per il calcolo del prodotto nazionale) ai 12 mesi del periodo di produzione necessario per ottenere i beni di consumo finali partendo dalla produzione di materie prime. Ripetiamo che l'esemplarità è tratta dall'evidenza empirica: quindi non è un riferimento ideale e modellistico ubbidiente a una logica del come se. L'anno — non dimentichiamo — è sempre il cardine temporale della contabilità nazionale intesa come quadro di raccolta nel cui interno vengono organizzate le informazioni relative alla descrizione quantitativa del sistema economico del quale occorre conoscere il reale significato degli aggregati contabili.

Un teorico — nella successione (la cui cronologia ha finalità esplicativa

¹⁵ Il discorso sui 4 stadi — mi ricorda il prof. Demaria — era corrente nell'immediato secondo dopoguerra al punto che l'allievo prof. Raffaello Maggi se ne era interessato, scrivendone, e una studentessa dell'Università Bocconi ne aveva fatto argomento di tesi di laurea in economia politica.

e, se si vuole, pedagogica) dei 4 stadi dello schema di Demaria — può rivedere il modo di Böhm-Bawerk con la differenza che — mentre Böhm-Bawerk ragiona secondo un modo di relazione particolare di dipendenza endogena con gli ostacoli spaziali e temporali (tempo naturalpsicologico) e con le frizioni e previsioni imperfette di bisogni, disponibilità, tecniche produttive — in Demaria la successione è ragionata, invece, secondo un modo di correlazione generale d'interdipendenza ch'è di solidarietà endo-esogena nel tempo economico e storico reale del processo produttivo — sorta di catalogo « *mixtum compositum* » che raccoglie settori, « industrie » (così definirà nel 1966 tutte le imprese che producono gli stessi beni mediante gli stessi fattori di produzione), merci, e relative contabilità (che Demaria — ricordo dai miei appunti alle lezioni del 1962-63 — vagheggiava di elevare a sottofunzione della funzione di produzione) dove il saggio d'interesse è — in ogni stadio della successione — il « perno » su cui ruota la combinazione tecnica, il costo, l'investimento, il ricavo e dunque la produzione, la produttività, l'efficienza dello stadio produttivo a volta a volta considerato e che, a volta a volta, trasmette allo stadio successivo il « vantaggio » derivante dal saggio d'interesse se attuata la sua riduzione proposta da Demaria nei 2 articoli di cui si dice. Tutto un discorso che — se realizzato — garantirebbe o almeno agevolerebbe l'incivilimento del sistema economico: ossia l'inveramento di tutti quegli atti compiuti dall'impresa con moventi e nei campi metaeconomici che tendono soprattutto al generale incivilimento umano ¹⁶.

Mi scrive il prof. Demaria in data 3 febbraio 1992: « È errato pensare che il compito dell'economista sia quello di dire in breve spazio ciò che l'economia reale è. Egli può solo rifarsi a ciò che si pensa intorno alla stessa economia reale ». La sistematica di Demaria rientra, infatti, nella sistematica dell'equilibrio economico generale in versione dinamica (e in questa vediamo anche la « durata » del processo produttivo) che considera il sistema economico — giusto nella sede della sua massima astrazione scientifica — un fascio di forze in cui i fattori agiscono e reagiscono fra loro secondo una concezione ch'è modo e logica dei rapporti non più di causa-effetto, ma di correlazione. Lo stretto legame — sinonimo di simultaneità nella statica e di successione nella dinamica — tra i fenomeni economici sta a significare che l'attività economica si svolge, o meglio viene intesa svolgersi, in maniera statica e poi dinamica nei suoi aspetti fenomenici e prasseologici fondamentali di produzione, circolazione, distribuzione, consumo.

Ecco perché, nell'evoluzione della teorizzazione economica del processo produttivo — dalla « *cénonique générale* » di Walras del 1874-98 sempre

¹⁶ G. DEMARIA (1966, pp. 346-70).

consapevole che in economia monetaria i fattori endogeni sono insufficienti a una conoscenza definitiva¹⁷ al sistema generale assoluto di Demaria del 1966-74 informato in radice all'indeterminazione dinamica e all'eteronomia dell'esogeneità¹⁸ – bene si innestano le portanti teoriche che informano le « Umwege » di Böhm-Bawerk del 1884-89 sempre poco newtoniano nel suo deduttivismo causale¹⁹ – ossia, a parità di altre condizioni, maggiore strumentalizzazione e maggiore rendimento degli altri fattori di produzione, specie del lavoro. « Vie indirette » le quali – al modo di Menger che del consumo fa traguardo e leva della produzione come, secondo altri percorsi, già Smith e Malthus e Marshall e Keynes – sono « vie » che si cadenzano, memori della durata del periodo di produzione in Jevons, secondo il periodo medio di produzione (proposto anche come espressione complessiva del capitale) dando al sistema produttivo di Demaria per l'economia politica italiana del 1948 una validità interpretativa della produzione industriale moderna legata non al tempo di Marshall che può essere anche di calendario per avere – come « prima approssimazione » – un riscontro della contabilità nazionale, libro mastro per registrare, nei 12 mesi dell'anno, il movimento del PNL; ma a un tempo reale – quello introdotto da Demaria nell'economia politica – che è durata e irreversibilità, ma anche manifestazione continua di fatti nuovi e imprevedibili. Dunque, tempo economico reale consustanziale al tempo storico reale onde le variazioni che sui rapporti economici portano le forze extraeconomiche date da: popolazione; psicologia; tecnologia; istituzioni legislative, amministrative, giudiziarie, fiscali; comportamento entro l'economia internazionale; sindacati; forze iperindividuali monetarie, bancarie, finanziarie; spontaneità o regolamentazione degli scambi interni; distribuzione per specie di imprese o potenziale produttivo; distribuzione dei redditi e delle fortune detta anche paretiana. Forze che sono le cause extraeconomiche dette propagatori²⁰, ossia variabili quasi naturali, politiche, storiche che hanno il connotato della permanenza e dalle quali dipende non solo il presentarsi di qualunque evento economico, ma anche il presentarsi delle uniformità economiche giacché codeterminano e condizionano dimensione e orientamento delle variabili economiche.

Questo nostro commento « allargato » e teoricamente aperto è possibile ora – nel 1992 – che, all'ordine cronologico che abbiamo tenuto in precedenza fino al 1948, s'è venuto sovrapponendo, in tutta coerenza, il crescendo delle novità sistematiche della successiva produzione scientifica di

¹⁷ WALRAS (1874, 1877, 1896, 1898).

¹⁸ DEMARIA (1966, pp. 1289-1338; 1974, *passim*).

¹⁹ VON BÖHM-BAWERK (1884, 1889).

²⁰ DEMARIA (1966, pp. 15-23; 1974, *passim*).

Demaria. Onde la validità conoscitiva del suo schema qui discusso, trova un'ulteriore conferma sotto il profilo della logica economica generale quale codificata negli anni 1962-74²¹, ma non fatta immobile nell'assoluto progrediente dei « gradus ad Parnassum » della sua bibliografia²².

In breve, ragionando sempre sul perno costituito dal saggio d'interesse che, in teoria economica, è stato sovente il « punto di Archimede » per sollevare il mondo economico o comunque muoverlo, lo stesso perno su cui hanno costruito — eminenti fra i molti — Schumpeter (1908), Del Vecchio (1915), Fisher (1930), Keynes (1936), von Neumann (1937), Dosso (1958) ossia Dorfman Samuelson Solow. Ebbene — nel 1992 — partendo dalla produzione delle materie prime per giungere alla produzione di beni di consumo finali, con la frantumazione, la velocizzazione, la moltiplicazione dei processi produttivi nell'aumento dei comparti categorici — il tutto quale portato della tecnologia e del capitale tecnico — architettando nei dettagli delle sezioni produttive (sempre partendo dalle materie prime per arrivare al consumo) avremmo sempre gli effetti vantaggiosi con una riduzione dei saggi d'interesse (se la politica economica avesse questa necessità per aumentare le attrezzature capitalistiche) giacché la logica economica che regge (secondo il punto di vista) la « scalata » o la « discesa » vantaggiose da uno stadio all'altro qui sarebbe ancor più certa, robusta e variegata stante le ramificazioni che — giusto con la « popolazione » dei saggi d'interesse — s'instaurerebbero tra i 4 stadi dello schema di processo produttivo.

Infatti, il saggio d'interesse è la remunerazione categorica del fattore capitale la cui determinazione accende problemi teorici d'immensa portata pratica e sistematica nel suo rimbalzare da stadio a stadio giovando (data la sua riduzione) alla diminuzione dei costi di produzione di ogni stadio con grande turbamento per la persuasione esplicativa di Ernesto Rossi. Il saggio d'interesse di cui si dice rientra in quella « popolazione » di saggi d'interesse per la quale — vista la totalità empirica del riferimento produttivo secondo le 4 diverse sezioni da Demaria sistematicamente predisposte per la logica generale dell'interesse²³ — vale un ordine d'importanza di tutte le variabili indipendenti endogene ed esogene, ossia economiche ed extraeconomiche,

²¹ DEMARIA (1962-66-74).

²² *Gli scritti e i discorsi di Giovanni Demaria*, in corso di completamento: secondo le indicazioni del titolo è l'esautione con l'imprimatur dell'Autore per ogni riferimento della sua « opera omnia » secondo l'impostazione della bibliografia pubblicata in DEMARIA (1983, pp. 1119-39).

²³ A questo punto l'ordine cronologico coincide con l'approdo del crescendo sistemico di DEMARIA (1966, Parte III, Cap. VIII, n. 4, pp. 1023-1040).

dei saggi d'interesse. Onde secondo ognuna di quelle 4 sezioni abbiamo le variabili qui di seguito riportate.

La prima sezione – costituita dai saggi d'interesse personale sui beni di consumo – ha queste variabili indipendenti operative: propagatore psicologico; corrente dei redditi prospettivi sperati; distribuzione paretiana delle fortune e dei redditi; saggi d'interesse sui nuovi beni capitali; saggi d'interesse sui beni capitali già esistenti catallattici; saggi d'interesse di mercato monetario, bancario, finanziario; propagatore monetario, bancario, finanziario; fatti entelechiani ²⁴; propagatori politici e istituzionali. La seconda sezione – costituita dai saggi d'interesse sui nuovi beni capitali e sui beni capitali già esistenti aventi valore catallattico diretto o indiretto – ha queste variabili indipendenti operative: domande di capitale-disposizione; offerte di capitale-disposizione; loro variabili agenti in modo eterotassico ossia attraverso l'eteronomia (Knies) dell'assoluta importanza causale dell'esogeneità; saggi d'interesse personali sui beni di consumo; saggi d'interesse di mercato monetario, bancario, finanziario; pregiudizi nella scelta del saggio d'interesse di mercato per lo sconto dei redditi prospettivi sperati. La terza sezione – costituita dai saggi d'interesse sui beni capitali già esistenti non catallattici – ha queste variabili indipendenti operative; saggi d'interesse sui nuovi beni capitali e sui beni capitali già esistenti catallattici moltiplicati per un fattore di correzione. La quarta sezione – costituita dai saggi d'interesse di mercato monetario, bancario, finanziario – ha queste variabili indipendenti operative: domande di capitale-disposizione; offerte di capitale-disposizione; loro variabili agenti in modo eterotassico; saggi d'interesse personali sui beni di consumo, saggi d'interesse sui nuovi beni capitali e saggi d'interesse sui beni capitali già esistenti aventi valore catallattico; propagatore monetario, bancario, finanziario.

Questo quadro impone la variegata e gigantesca importanza causale (o meglio di causa effettuale e di effetto causale!) del saggio d'interesse secondo l'operare reale, efficiente, osservabile delle variabili sopra indicate, che – quando più quando meno – influenzano il processo produttivo dei 4 stadi dello schema di Demaria del 1948. È un quadro dato secondo argomentazioni analiticamente serrate che, in un articolo di fondo di giornale (come i 2 articoli di Demaria), non possono scendere a dettagli pena la perdita di efficacia, ma in sede di nota e di commento consentono – soprattutto dispo-

²⁴ Sono quelle grandezze extraeconomiche espresse dall'ambiente che hanno movimento improvviso e originale (ossia entelechiano): guerre; carestie; epidemie; trasformazioni di gusti; politiche interventistiche. Per la teoria, DEMARIA (1974, pp. 827-1090). Per l'evidenza probatoria empirica DEMARIA et al. (1968-68-73-87).

nendo in questo 1992 della generalità dell'opera economica di Demaria — quanto più sopra esposto.

Questa incursione, sia con il canocchiale dello storico della teoria economica sia con la lente del teorico dell'economia politica, ha immerso lo schema produttivo dei 4 stadi di Demaria nell'ampio fiume della sua sistematica, anzi — con precisione — nella sua logica economica (basta soffermarsi sulla leva del saggio d'interesse più sopra riproposta) inserita in una sistematica di logiche ancor più generali perché valide nel campo delle altre scienze sociali, e quindi della storia, della sociologia, della politica, del diritto, della psicologia. Tale passaggio a un'impostazione sistematica aperta a tutte le determinanti e a tutti i condizionamenti consente la progrediente percezione teorica del fenomeno economico. Avvenendo in termini di interdipendenza logicamente consistente, questo passaggio alla logica generale comporta e teorizza l'intera complessità dei rapporti tra variabili economiche e variabili extraeconomiche, tutte a carattere operativo, ossia — come già detto — reali, efficienti, osservabili come quelle del quadro variegato e gigantesco ossia esteso e immenso della « popolazione » dei saggi d'interesse secondo la « visione » di Demaria di un'economia politica endo-esogena affrontata sempre in modo anapodittico cioè considerando l'azione dell'uomo nella totalità dell'universo endo-esogeno, ossia economico-extraeconomico, come nella realtà vera.

Torniamo allora al punto che ci ha spinto a scrivere tali pagine. In questa nota, abbiamo visto Ernesto Rossi con la sua tazza di té — avrebbe detto Ezra Pound — difesa con verve polemica armeggiando inevitabilmente nel « particolarismo » di Mammona, fattore di critica sempre capziosa, di fronte a Demaria con il suo mare dell'inesaustiva e pur categorica esogeneità extraeconomica nel cui grembo rugge la rabies analitica dell'economicismo tradizionale.

Mentre Demaria — con il suo schema esplicativo della produzione annuale in 4 stadi — propone la verità ideale dello schema coincidente con la verità empirica dei processi produttivi di 3 mesi onde, in breve, l'idea coincide col fatto e viceversa; Ernesto Rossi — fissando l'interpretazione di quello stesso schema esplicativo con ogni stadio a sé stante, ossia indipendente — propone la verità aritmetica coincidente con la verità empirica dei processi produttivi onde, in breve, il pensiero ossia l'idea coincide con l'essere non con il fatto.

A noi sembra che giusto Ernesto Rossi sia incorso in una « cantonata » economicistica sia mancando in radice di « cause prime » sia dimenticando la raccomandazione — che intendiamo epistemologica — di De Sanctis a Salvemini: « l'aspirazione verso le idee generali, mastice necessario per tene-

re insieme i fatti individuali », raccomandazione che significa impegno a ragionare sistematicamente. A Ernesto Rossi diciamo, in breve, che in economia politica pensiero ed essere non sono la stessa cosa o anche — detto diversamente — che la verità reale, da lui trattata come verità aritmetica soggettivamente trascelta, rende pensiero ed essere coincidenti lasciando impermeabile l'empiria che l'economia politica ha il dovere di spiegare sotto specie di rapporti economici.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- BÖEHM-BAWERK E. VON, *Kapital und Kapitalzins*. I, *Geschichte und Kritik der Kapitalzins-Theorien*, Innsbruck: Wagner, 1884.
- , *Kapital und Kapitalzins*. II, *Positive Theorie des Kapitals*, Innsbruck: Wagner, 1884.
- DEMARIA G., *Lo stato sociale moderno. Le sue basi storiche e la sua organizzazione strutturale*, Milano: Cea, 1946 e Padova: Cedam, 1962.
- , *Rapporto della Commissione Economica presentato all'Assemblea Costituente*, 12 volumi, Roma: Istituto Poligrafico dello Stato, 1946-1948, *Relazioni*, 5 voll. pp. VIII-2646; *Interrogatori*, 7 voll. pp. 2828; quale Presidente della stessa Commissione e quale Autore del Cap. I. *Di alcuni aspetti dell'evoluzione industriale in Italia* del volume dello stesso Rapporto: II. *Industria-Relazione*. I volume, pp. 1-19. Ristampa sotto il titolo *La Costituzione della Repubblica nei lavori preparatori della Assemblea Costituente*. Roma, Camera dei Deputati - Segretariato Generale, 1970-1971, 8 voll. Altra ristampa. Ibidem, 1976.
- , *Problemi economici e sociali del dopoguerra, 1945-1950*, a cura di Tullio Bagiotti, Milano: Malfasi Editore, 1951.
- , Recensione a E. Rossi, *Il malgoverno* (Bari, Laterza, 1954) in *Giornale degli economisti*, n. 1-2, 1955.
- , *Trattato di logica economica*, I, *La catallattica*, Padova: Cedam, 1962.
- , *Trattato di logica economica*, II, *Il sistema produttivo*, Padova: Cedam, 1966.
- , *Trattato di logica economica*, III, *L'esogeneità*, Padova: Cedam, 1974.
- , *Elementi di critica economica. Recensioni Comparazioni e Indicazioni Bibliografiche*. Raccolte per la prima volta da Achille Agnati e Aldo Montesano con una Introduzione e dai medesimi annotate, Padova: Cedam, 1983.
- , *Gli scritti e i discorsi di —*, Bibliografia generale 1926-92. Dattiloscritto, 1992.
- et al., *Ricerche di cinematica storica con un'Appendice critica finale*, riunite per la prima volta a cura di A. Agnati, P. Bassetti, D. Cantarelli, A. Montesano. 4 volls., Padova: Cedam, 1968-68-73-87.

EINAUDI L.-ROSSI E., *Carteggio (1925-1961)*, a cura di G. Busino e S. Martino Dorigo, Torino: Fondazione Luigi Einaudi, 1988.

Italia socialista, 8 giugno 1948, n. 1, a. 6, n. 133.

MINISTERO DELLA PUBBLICA ISTRUZIONE, "Relazione della Commissione giudicatrice del concorso a professore straordinario alla cattedra di Economia politica all'Università di Modena", *Bollettino ufficiale del Ministero della Pubblica Istruzione*, (Roma), a. 76, vol. I, n. 1, 6 gennaio 1949.

—, "Relazione della Commissione giudicatrice del concorso a professore straordinario alla cattedra di Scienza delle finanze e diritto finanziario della Università di Sassari", *Bollettino ufficiale del Ministero della Pubblica istruzione*, (Roma), a. 76, vol. I, n. 20, 19 maggio 1949.

NIZZA E., "Ernesto Rossi" voce in AA.VV., *Enciclopedia dell'antifascismo e della Resistenza*. Vol. V, R-S, Walk Over, La Pietra, 1987.

SALVEMINI G., "I miei maestri", in *Che cosa è la coltura?*, Parma, 1954.

WALRAS L., *Eléments d'économie politique pure*, vol. I, Lausanne: Corbaz et Paris: Guillaumin, 1874.

—, *Eléments d'économie politique pure ou Théorie de la richesse sociale*, vol. II. Ibidem, 1877.

—, *Etudes d'économie sociale. Théorie de la répartition de la richesse sociale*. Ibidem, 1896.

—, *Etudes d'économie politique appliquée. Théorie de la production de la richesse sociale*. Ibidem, 1898.

EINAUDI, DEMARIA AND "SESTO EMPIRICO": THE CHAIR DENIED TO ERNESTO ROSSI

In a letter of July 19, 1948 to Luigi Einaudi, Ernesto Rossi complains of his failing to win the chair in economics although the judging commission was headed by Professor Demaria who, according to Rossi, should have patronized his candidacy owing to a note he wrote under the pen-name "Sesto Empirico" on two articles by Demaria.

The present paper is a meticulous analysis of the diatribe which followed.

A PIGOUVIAN TAX ON RISKY CONSUMPTION

by

ROBERT E. KOHN *

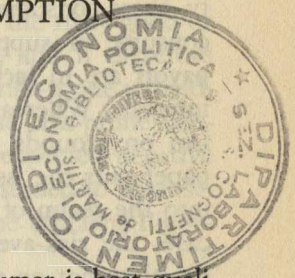
I. Introduction

Despite the economic principle that each adult consumer is best qualified to select the affordable combination of goods that maximizes his or her own welfare, the consumption of certain goods and services, such as marijuana, prostitution, surrogate parenting, the sale of body parts, etc. is often legally banned, even though potential damage from their consumption may be confined to the immediate buyer or seller. One explanation for this is that the consumption of these goods and services is morally or culturally offensive to nonconsumers. Elsewhere (Kohn, 1986, 1988) I have argued that this may be viewed as a problem of market failure in which disapproving persons suffer disutility from the knowledge that the offensive items are being consumed – a classic case of adverse interpersonal externality. Assuming that the strength of the interpersonal externality increases with the total quantity of the particular good or service being consumed¹, there is a per unit Pigouvian tax that corrects for this market failure.

Another explanation for legally banning economic activities is the view (Littlechild and Wiseman, 1986, p. 163) that some people "...are insufficiently well-informed or competent to make adequate judgments about the consumption of certain goods or services", and therefore a paternalistic government should make these judgments for them. In the corroborating view of Von Magnus (1984), these vulnerable people must be protected from

* Southern Illinois University at Edwardsville, Economics Department, Edwardsville, IL (U.S.A.).

¹ This assumption on "total quantity", which allows a single tax per good, avoids the case described by TRESCH (1981, p. 103-4) in which, "... consumption activities give rise to external effects such that people care not only what the (disapproved) activity is but who is doing it".



themselves. This paper is based on the theory that the goods and services that are banned on paternalistic grounds are usually so risky as to have negative expected returns, and that the people who consume or supply these goods, even though the expected return to them is negative, do so because they are risk-prone and heavily weight the favorable outcomes.

According to this theory, which is consistent with consumer sovereignty, these consumers are well-informed and competent and their decisions to consume or supply risky goods and services having a negative expected payoff are in fact expected-utility maximizing decisions in their own best interests. Whereas Littlechild and Wiseman (1986, p. 164) justify paternalism on grounds of "individual failure" rather than "market failure", this paper puts the issue of risky goods having a negative expected return back into the realm of market failure, correctible by Pigouvian taxation. In this case, the risk-averse, nonconsuming sector of the population experiences disutility not on moral grounds but from the conviction that users of these goods and services are ignoring or treating too lightly the substantial risks that they undertake.

There is ample evidence of public attention to the risks associated with banned or controversial goods. In the public policy debate over legalizing drugs, there is intense focus (see, for example, Nadelmann, 1989, p. 944) on the degree of risk of addiction to casual users. In the mass media, users of cocaine are warned that they are "playing Russian roulette", and there is public dismay that the sharing of needles goes on despite the risk of AIDS. In the debate over surrogate parenting, there is concern that the contracting parties are oblivious to the risks of birth defects and complications in pregnancy. Laws banning prostitution are often based, according to Ericsson (1980), on the risks of assault, infection, and other hazards that prostitutes face. Public resentment toward cavalier risk taking by others is evident in laws requiring the use of seat belts and motorcycle helmets (see Dardis and Lefkowitz, 1987). Most recently, national attention was focused on the case of two waiters in Seattle who lost their jobs because they tried to dissuade a pregnant woman from ordering an alcoholic beverage. Finally, there is the example of gambling itself, which is often legally banned.

This paper extends the model of market failure to the case in which the perception of reckless consumption is the basis for interpersonal externality. It is assumed that the consumption of a risky good or service has uncertain consequences that can be represented by a range of numerical outcomes, each based on physiological and mental well-being, that these quantifiable outcomes have known probabilities, and that they can be cardinally measured on a scale of positive (for success) to negative (for adverse)

numbers. Thus persons who purchase hallucinogenic drugs, or contract for or become surrogate mothers, or would sell one of their kidneys, or would drink alcohol while pregnant, are assumed to be aware of all possible outcomes of their decisions and to know correctly the corresponding probabilities of these outcomes. It is the numerical magnitudes of these outcome levels and their probabilities that enter the expected utility functions of these consumers. It is assumed that for each consumer of the risky good or service, the expected value of the outcomes is negative, and it therefore follows that the good or service will be purchased only by risk-prone individuals². Although the choices are privately optimal for the risk-prone consumers of these goods and services, it is the observable expected negative value of all of the outcomes of this consumption that is assumed to adversely affect the utility of nonconsumers and to determine the efficient Pigouvian tax to be imposed on the risky good or service.

It is well known (Starrett, 1972; Kohn, 1991) that nonconvexities can obstruct the attainment of efficiency by Pigouvian taxation. It is easy to show that the indifference curves of risk-prone consumers that are described in this paper may include concave as well as convex segments. In this case, however, the nonconvexity poses no problem for the Pigouvian solution and may actually have a desirable policy consequence.

II. *The Model*

Consider a simple economy in which there is a good, x , desired by all persons and a risky good or service, y , that is consumed only by risk-prone persons. Depending upon random factors of psychology and physiology, the outcome of the consumption of good y may be either α_1 per unit of y with known probability π_1 , α_2 per unit of y with probability π_2 , etc. The larger the value of α , the more successful the outcome. It is assumed that the α 's are universally known, cardinal numbers that hold

² The behavior of these consumers is not unlike the offenders in BECKER (1968, p. 183) who engage in criminal acts, even though crime does not pay. That they do so "...is precisely the condition indicating that offenders have preference for risk". It is assumed in this model that all of the costs associated with adverse outcomes are borne by the consumer and that none are imposed on nonconsumers. One of the reasons that motorcycle riders choose not to wear helmets according to DARDIS and LEFKOWITZ (1987, p. 215) is that "... part of the costs of accidents is borne by society instead of the motorcycle rider". In that case, the private expected outcome may not be negative and the motorcycle rider who opts not to wear a helmet is not necessarily risk-prone.

for each and every person³. For example, a marijuana experience could have a desired outcome of, say $\alpha = 10$ with a probability of 20%, or no effect whatsoever, $\alpha = 0$, with a probability of, say 30%, or an adverse outcome, $\alpha = -5$ with a probability of 50%. A similar schedule, with perhaps a greater range of possible consequences, could be constructed for the outcomes of a surrogate parenting arrangement, for the sale of a body part, etc.

It is a very strong assumption that all consumers and all nonconsumers would assign the same numerical value to each possible outcome. This implies even more uniformity than the classic "ratio scale" of Stevens (1951, p. 28) in which observers may assign different numerical values to the same outcome but always scale the numbers upward or downward by the same ratio for a specified better or worse outcome. Some precedent for the uniform assignment of numerical values to possible outcomes that is assumed in this model is provided by Simon (1974, pp. 85-89) who cites several studies in which people's own reports of their being "very happy", "pretty happy", or "not too happy", were found to correlate with objective measures such as income or "a series of good and bad things (that) had occurred during the past week". The present model would additionally require that these same people could go on to assign a numerical measure to their degree of happiness. Although these assumptions on measurability are extreme, they may be justified on grounds (Lindert, 1986, p. 75) that useful insights and nonobvious results are often obtained by "manipulating clearly oversimplified models".

It is assumed that the value of each weight, α_i , is independent of the quantity of y consumed in any period. It is the probable intensities of success or failure (that is, the $\alpha_i y$) rather than the specific quantity of the risky good or service itself, that affects the utility of the actual consumer⁴. To ensure a range of positive outcomes, which will simplify

³ The assumption that the α 's are cardinal allows them to be multiplied by probabilities to calculate expected values. The assumption that they are universally known constants makes it possible to measure the aggregate expected outcome by multiplying a single number times the total quantity of good y consumed.

⁴ The treatment of outcomes in this paper is comparable to "characteristics" in LANCASTER (1966), except that here (i) there is only one characteristic per risky good, (ii) the characteristic is stochastic rather than deterministic, and (iii) it is identically evaluated by all persons. A closer precedent for the approach used here is a paper by QUANDT (1956, p. 512) in which the consumer "... is assumed to have a utility function which tells him the utility he derives from consuming a particular commodity with a certain amount of a particular primitive characteristic. It also tells him how the utilities derived from the various primitive characteristics have to be weighted". In Quandt's model, however, all the characteristics exist with certainty and the

the subsequent graphical analysis, it is assumed that the $\alpha_j y$ are augmented by other sources of well-being, whose value in equivalent units is represented by the constant, w . (Such a constant is often incorporated in models of expected-utility, as, for example, in Copeland and Weston, 1980, p. 74). As a result, the i^{th} possible outcome of risky consumption is $[w + \alpha_i y]$. There are k possible outcomes, whose known probabilities, $\pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_k$, sum to unity.

For simplicity, assume that there are n identical persons who consume goods x and y and have the same expected-utility function,

$$E[u(x, y)] = \pi_1 u(x, [w + \alpha_1 y]) + \pi_2 u(x, [w + \alpha_2 y]) + \dots + \pi_k u(x, [w + \alpha_k y]). \quad (1)$$

The expected value of the α 's, which is $E[\alpha]$, is negative. Because $E[u(x, [w + \alpha y])]$ always exceeds $u(x, E[w + \alpha y])$ it follows (Varian, 1984, p. 158) that "... the consumer prefers a gamble to its expected value", and therefore that the n persons who choose to consume good y are risk-prone. It is assumed that there is an economic region in which the expected indifference curves are conventionally convex to the origin. The slope of these indifference curves, which is the marginal rate of substitution of good x for good y , equals the expected marginal utility of good y divided by the expected marginal utility of good x .

There are m identical persons who consume only good x , the quantity for each of them being represented by X , and who suffer disutility from the negative expected outcome of the consumption by the others of good y . Assuming that the total consumption level, ny , and the expected return per unit of y , which is $E[\alpha]$ is known to them, the aggregate expected outcome, which is

$$Z = nE[\alpha]y, \quad (2)$$

enters the utility function of each of these m disapproving persons as a Samuelsonian "pure public bad". The common utility function of each disapproving person is

$$U = U(X, Z), \quad (3)$$

where U_x is positive and $U_z Z_{ny}$ is negative. The utility levels of these m

matter of probability is whether the consumer will consider each of them in making his or her choice to purchase the commodity.

persons decrease with the quantity, ny , because of their regret for the observed net expected loss to the population of risk takers.

The marginal condition for a Pareto optimal interior allocation of inputs and outputs in this economy is derived from the Lagrangian expression,

$$\psi = mU(X, Z) + \lambda [nu_0 - nE[u(x, [w + \alpha y])]] + \gamma F(mX + nx, ny) \quad (4)$$

Setting the derivatives with respect to the decision variables, X , x , and y , equal to zero yields

$$U_x + \gamma F_x = 0 \quad (5)$$

$$- \lambda E[u_x] + \gamma F_x = 0 \quad (6)$$

$$mU_z E[\alpha] - \lambda E[u_y] + \gamma F_y = 0 \quad (7)$$

where F_x and F_y are derivatives with respect to the *total* production of good x and good y . The derived expected-marginal utility of good y for risk-prone consumers is equivalent to the expected value of the product of the marginal utility with respect to outcomes, $[w + \alpha y]$, times the derivative of outcomes with respect to y . Solving (5), (6), and (7) simultaneously yields

$$E[u_y]/E[u_x] = F_y/F_x - mE[\alpha] U_z/U_x \quad (8)$$

The left-hand-side of (8) is the marginal rate of substitution in consumption for each of the n identical consumers of both goods. It must equal the marginal rate of transformation in production, which is F_y/F_x , augmented by the sum of the marginal rates of substitution in consumption of the m disapproving persons, each of whom is willing to give up $-E[\alpha] U_z/U_x$ units of good X for a one unit decrease in the total consumption of good y . The appropriate Pigouvian tax in a perfectly competitive market economy, assuming away transactions costs and given a price of unity for the numeraire good, x , is $-mE[\alpha] U_z/U_x$ per unit of good y consumed⁵.

⁵ The following is a numerical example. Assume that it is universally known that there is a 50 percent probability that each unit of good y consumed will result in an outcome of $\alpha = 1$ success units and a 50 percent probability that the outcome will be $\alpha = -3$ success units. It follows that $E[\alpha] = -1$. Let the expected-utility function of each of $n = 100$ identical consumers of goods x and y be $u = .5(x^{1/2})(24 + y)^3 + .5(x^{1/2})(24 - 3y)^3$. In this economy, in which $Z = nE[\alpha]y = -100y$, there are $m = 200$ identical

There is no theoretical necessity in this model for m to exceed n , but to avoid the problem that majority voting might pose for political implementation, we may assume that such is the case.

The Pigouvian tax, which makes good y more expensive, intensifies the expected loss of consuming the risky good and might therefore appear counterproductive to the m disapproving but sympathetic persons. This complication is ruled out here by the simplifying assumption that these disapproving persons are concerned only with the expected outcome and not the purchase price of the risky consumption. However, there is the possibility that instead of consuming a smaller quantity of good y now that it is taxed, and thereby satisfying condition (8) above for an interior solution, the risk-prone consumers may choose to totally discontinue their risky consumption. This desirable (from the perspective of the disapproving persons) outcome may occur because, although preferences of risk-prone consumers are convex with respect to numerical outcomes, they may be nonconvex with respect to the risky good itself.

III. *Nonconvexity in the Preferences of Risk-Prone Consumers*

For the risk-prone consumer, total utility increases at an increasing rate as the numerical outcomes of risky consumption increase in value. This version of the Friedman and Savage (1948, p. 290) diagram, which is illustrated in Figure 1, holds for this model because the level of consumption of the risky good by the risk-prone consumer is measured by the numerical outcomes, $[w + \alpha_y]$. It is assumed that the total utility curve in Figure 1 holds for some fixed quantity of good x . For larger (or smaller) quantities of x , this curve pivots or shifts upward (or downward).

If no units of good y are consumed, the outcome on the horizontal axis is w . Assume for simplicity that when good y is consumed, there are only two equally probable outcomes, but that the adverse outcome is three times as large as the favorable outcome. There is then some small quantity of y , called y_1 , for which the favorable outcome is $w + 1$, the unfavorable outcome is $w - 3$, and the expected utility is $E[u_1]$. Likewise, if y_2 is consumed, expected utility is $E[u_2]$, and when y_3 is consumed, expected utility is $E[u_3]$.

persons, each of whose utility functions is $U = 4,290,000 (3X)^{1/2} - 119 (-Z)^{3/2}$. Production possibilities are represented by the equation, $(mX + nx)^2 + (ny)^2 = 45,000,000$, and the constraint on each of the n utility levels is $u_0 = 89,856$. The Pareto optimal solution is $x = 16$, $y = 12$, and $X = 25$.

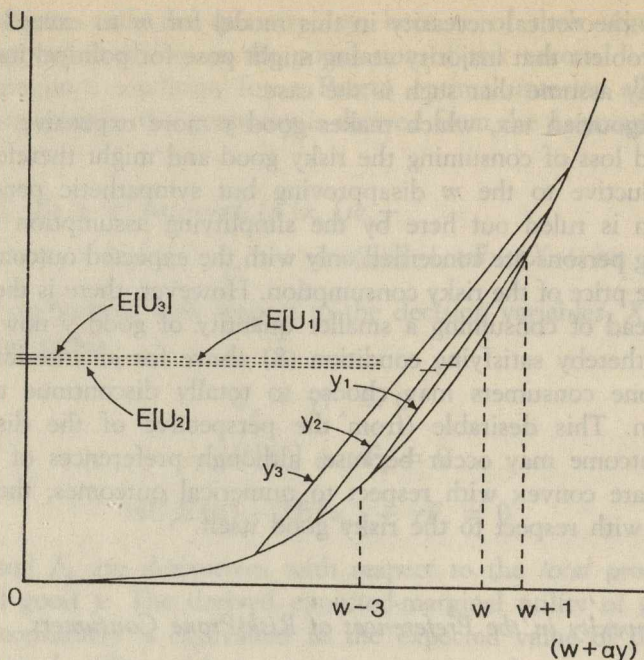


FIGURE 1. Convexity with respect to numerical outcomes versus nonconvexity with respect to quantities of the risky good.

For small quantities of y , where the slope of the total utility curve is relatively steep at both ends of the chord, the strength of the adverse outcome relative to the favorable outcome dominates the fact that the slope of the total utility curve is steepening. Therefore expected-utility may decline as y increases. That is why $E[u_2]$ is less than $E[u_1]$ in Figure 1. When larger quantities of y are consumed, such as y_3 , the relative flatness of the total utility function at the lower end of the y_3 chord and the much steeper slope at the upper end ensure that in this range, expected-utility will increase as the consumption of y increases. When expected-utility decreases at first as y increases, with x held constant, expected-utility indifference curves have the shapes characterized in Figure 2⁶. The satiation depicted

⁶ Such an expected-utility indifference curve can be derived from the expected-utility function in footnote 5. Let $u^0 = 13,824$. This curve intersects the x axis at $x = 1$. It slopes upward to the right to $(x \approx 1.4394, y_1 \approx 2.8355)$, where it then bends backward, still concave to the origin, to $(x \approx 1.0889, y \approx 5.6859)$ where it becomes convex to the origin and satisfies the condition for convexity (adapted from SHER and PINOLA, 1981, p. 117) that $-(2E[u_{xy}]E[u_x]E[u_y] - E[u_{xx}]E[u_y]^2 - E[u_{yy}]E[u_x]^2) < 0$. At $(x_2 \approx 0.3028,$

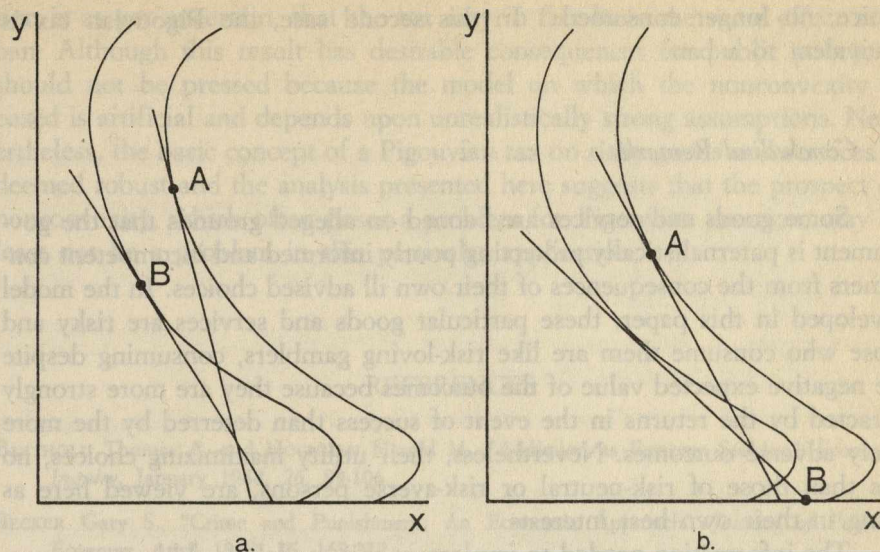


FIGURE 2. An interior optimum versus an edge optimum.

in Figure 2 at large quantities of y is explained by extending the total utility function in Figure 1 to larger quantities of y , where the utility of adverse outcomes (in the imagined third quadrant) eventually falls faster than the utility of the corresponding favorable outcomes (in the first quadrant) increases.

The nonconvexity at low levels of y presents no theoretical problem for the Pigouvian solution. The demand curve for good y slopes downward to the right and is continuous. However, it does not intersect the price axis but begins instead at some comparatively large quantity of the risky good. The policy consequence of this nonconvexity is that a Pigouvian tax could have the same effect as legally banning the good. In Figure 2, the initial competitive allocation is at point A, whereas, after the Pigouvian tax is imposed on good y and the tax revenue redistributed in lump sums, the allocation shifts to point B. The effect of the tax and lump sum redistribution is to steepen the budget constraint and move its horizontal intercept to the right. In case 2a, the optimal allocation is an internal one in which some consumption of the risky good is discouraged but both goods are consumed. In case 2b, however, the tax fosters an edge solution in which the risky good is, by

$y_2 \approx 15.6260$) the expected indifference curve becomes vertical and then slopes upward to the right.

choice, no longer consumed⁷. In this second case, the Pigouvian tax is equivalent to a ban.

IV. *Concluding Remarks*

Some goods and services are banned on alleged grounds that the government is paternalistically protecting poorly informed and incompetent consumers from the consequences of their own ill advised choices. In the model developed in this paper, these particular goods and services are risky and those who consume them are like risk-loving gamblers, consuming despite the negative expected value of the outcomes because they are more strongly attracted by the returns in the event of success than deterred by the more likely adverse outcomes. Nevertheless, their utility maximizing choices, no less than those of risk-neutral or risk-averse persons, are viewed here as being in their own best interests.

The information needed to implement this model would be enormous, and this information, if it could be obtained, would be unlikely to satisfy the strong assumptions that are made here in the interest of rigor. However, the model does build on the observation that many of the goods and services that governments paternalistically ban are in fact risky, and the model provides a perspective that what is commonly viewed as grounds for governmental paternalism may more usefully be treated as market failure. Because consumers are acting rationally in consuming these risky goods and services, instead of banning them consideration should be given to taxing them at rates equal to the marginal external costs to nonconsumers.

It follows from the simple diagrammatics of risk-loving that the preferences of risk-prone consumers are convex with respect to the numerical outcomes of risky consumption, but that they may be nonconvex with respect to quantities of the risky good itself. Accordingly, there is the possibility for these individuals, for whom the outcome of the risky consump-

⁷ The difference between this edge solution and that of BARTHOLD and HOCHMAN (1988), in which concavity in the indifference map results in consumption of the risky good alone, is that the consumer in BARTHOLD and HOCHMAN (1988) is already addicted whereas in the present model, addiction is still only one of the possible consequences of consuming good y . In this respect the model differs from that of BECKER and MURPHY (1988) who, like BARTHOLD and HOCHMAN (1988), also focus on the consumer who has already become addicted. Although the present model applies to a much larger spectrum of risky goods, the discontinuity in Figure 2b is interestingly suggestive of BECKER and MURPHY's (1988, p. 683) finding that "... relatively few persons consistently consume small quantities of addictive goods".

tion is as yet uncertain, that the tax may in fact have the same effect as a ban. Although this result has desirable consequences for public policy, it should not be pressed because the model on which the nonconvexity is based is artificial and depends upon unrealistically strong assumptions. Nevertheless, the basic concept of a Pigouvian tax on risky goods and services is deemed robust and the analysis presented here suggests that the prospect of nonconvexity, which often poses a problem for Pigouvian taxation, may at least not be a problem in this particular application.

REFERENCES

- BARTHOLD Thomas A. and HOCHMAN Harold M., "Addiction as Extreme Seeking", *Economic Inquiry*, January 1988, 26, 89-106.
- BECKER Gary S., "Crime and Punishment: An Economic Approach", *Journal of Political Economy*, April 1968, 76, 169-217.
- and MURPHY Kevin M., "A Theory of Rational Addiction", *Journal of Political Economy*, August 1988, 96, 675-700.
- COPELAND Thomas E. and WESTON J. Fred, *Financial Theory and Corporate Policy*, Reading: Addison-Wesley, 1980.
- DARDIS Rachel and LEFKOWITZ Camille, "Motorcycle Helmet Laws: A Case Study of Consumer Protection", *Journal of Consumer Affairs*, Winter, 1987, 21, 202-20.
- ERICSSON Lars O., "Charges Against Prostitution: An Attempt at a Philosophical Assessment", *Ethics*, April 1980, 90, 335-66.
- FRIEDMAN Milton and SAVAGE L.J., "The Utility Analysis of Choices Involving Risk", *Journal of Political Economy*, August 1948, 56, 279-304.
- KOHN Robert E., "Optimal Quantity of a Controversial Good or Service", *Public Choice*, No. 1, 1986, 51, 81-86.
- , "Transactions Costs and the Controversial Good or Service", *Public Choice*, No. 1, 1988, 57, 89-93.
- , "Nonconvexity in Shibata and Winrich", *Osaka Economic Papers*, March 1991, 250-61.
- LANCASTER Kelvin J., "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, April 1966, 74, 132-57.
- LINDERT Peter H., *International Economics*, Eighth Edition, Homewood: Irwin, 1986.
- LITTLECHILD S.C., and WISEMAN J., "The Political Economy of Restriction of Choice", *Public Choice*, No. 2, 1986, 51, 161-72.

- NADELMANN Ethan A., "Drug Prohibition in the United States: Costs, Consequences, and Alternatives", *Science*, September 1, 1989, 245, 939-46.
- QUANDT Richard E., "A Probabilistic Theory of Consumer Behavior", *Quarterly Journal of Economics*, November 1956, 70, 507-36.
- SHER William and PINOLA Rudy, *Microeconomic Theory*, New York: Edward Arnold, 1981.
- SIMON Julian L., "Interpersonal Welfare Comparisons Can Be Made and Used for Redistribution Decisions", *Kyklos*, Fasc. 1, 1974, 27, 63-98.
- STARRETT David A., "Fundamental Nonconvexities in the Theory of Externalities", *Journal of Economic Theory*, April 1972, 4, 180-99.
- STEVENS Stanley S., "Mathematics, Measurement, and Psychophysics", in S.S. Stevens, ed., *Handbook of Experimental Psychology*, New York: John Wiley, 1951.
- TRESCH Richard W., *Public Finance: A Normative Theory*, Plano, Texas: Business Publications, 1981.
- VARIAN Hal R., *Microeconomic Analysis*, New York: Norton, 1984.
- VON MAGNUS Eric, "Risk Taking", *Ethics*, July 1984, 94, 637-48.

UNA TASSA PIGOUVIANA SUL CONSUMO RISCHIOSO

Una spiegazione del perché i governi vietano paternalisticamente certi beni è che questi sono rischiosi e producono effetti attesi negativi. Le persone propense al rischio che sconsideratamente acquistano questi beni devono essere protette tanto quanto quella maggioranza di persone che sono avverse al rischio e che pur non consumando tali beni subiscono da parte loro una disutilità interpersonale. Qui viene presentato un punto di vista alternativo secondo il quale i consumatori propensi al rischio sono razionali e i beni rischiosi dovrebbero essere tassati a saggi che internalizzino la disutilità marginale per i non consumatori che potrebbero soffrirne. Una conseguenza interessante e forse desiderabile di questo modello è che le preferenze dei consumatori razionali propensi al rischio possono essere non convesse.

IS INFORMATION MORE VALUABLE WHEN RISK INCREASES?

by

CORRADO BENASSI * and ANDREA ICHINO **

1. Introduction

Consider a monopolist firm which is uncertain about the position of the demand curve, but would be able to pin down its location through some appropriate (and costly) market analysis. Two possible strategies are available to the firm: the firm can acquire the missing information and choose the profit maximizing level of production, conditional on actual demand; or the firm can simply do without information and set production to maximize expected profits independently of actual demand. Because the choice of strategy has to be made *ex ante*, the firm should compare the value of the information with the cost of acquiring it.

More generally, consider a decision maker who chooses the level of some control variable to maximize an objective function, the value of which also depends on some random variable beyond his control. There are two ways of looking at the decision maker's optimization problem in *ex ante* terms: (i) the maximum expected value of the objective can be computed as a function of the state contingent optimal values of the control variable; or (ii) the constrained maximum expected value can be computed as a function of the non contingent value of the control variable, obtained from the maximization of the expected objective independently of *ex post* realizations.

Characterizing the decision maker's expected utility in the first way amounts to making the assumption that he will be able to maximize contin-

* Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Milano.

** Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research and Università Bocconi, Milano.

We would like to thank G. Bertola, G. Guerraggio, A. Montesano, and seminar participants at IGIER and EUI, for helpful comments. An earlier version of this paper was presented at the 1991 annual ESEM and EEA meetings, Cambridge, UK, where useful comments were provided. We also thank C. Miller for secretarial and editorial assistance.

gently throughout. That is, the actual state realization will be revealed to him before acting. On the other hand, the latter approach describes the case where the decision maker precommits himself to some noncontingent action, as the realization will not be known before the control variable is decided upon. A well-known definition of the value of information is based upon the difference between the maximum expected utility derived under procedure (i) and that derived under procedure (ii). In essence: how much the decision maker stands to lose by precommitting himself, and his willingness to pay for prior information¹.

Intuition would suggest that the value information so defined should be positive and increasing with risk. In the previous example, the wider the spread of the distribution of the position of the demand curve, the more the firm should be willing to pay to have the curve revealed. This intuition has been subjected to close scrutiny by Gould (1974) and Laffont (1976) who took up the problem in a very general expected utility framework, measuring risk increases by stochastically dominating distribution shifts. Somewhat counterintuitively, however, they reached the conclusion that the value of information, although positive, does not necessarily increase with risk. Only under very specific assumptions does their model imply what intuition suggests. Under different assumptions they even showed that the value of information decreases with risk, while nothing general could be said about the relationship between the uncertainty faced by a decision maker and the value of information to him.

In this paper we go one step further towards solving the puzzle Gould and Laffont left open. Using a similar framework, we can show that the value of information is indeed increasing with risk, as long as the risk, defined in the Rothschild-Stiglitz (1970) sense, is not too large. This result is obtained at the cost of imposing some symmetry restrictions on the distribution shifts, albeit no special assumptions on utility are needed. Under different assumptions – less restrictive for the type of risk increase, but far more so for the utility function – we can show that the value of information is increasing with risk, whatever its level.

The paper is organized as follows. Section 2 describes the basic framework used by Gould and Laffont for the analysis of the value of information; Section 3 summarizes their main results. Section 4 presents our solution to the problem. Concluding remarks follow.

¹ Of course, we are limiting ourselves to the choice between "perfect" information (the finest partition of the set of states) and no information at all. A wider range of alternatives would involve working with conditional expectations.

2. Set Up and Definitions

We look at a decision maker whose utility function is $\Omega(Q, W)$, where Q is a random variable and W is a control variable. The assumptions on the utility function are:

$$\Omega_Q(Q, W) > 0 \quad \Omega_{QQ}(Q, W) \leq 0 \quad \Omega_{WW}(Q, W) \geq 0 \quad (1)$$

The random variable $Q \in [0, 1]$ is assumed to be distributed according to the cumulative distribution function $F(Q, \rho)$, where increases in the nonnegative parameter ρ denote mean preserving spreads of the distribution $F(Q, \cdot)$. That is, we adopt the differential definition of increasing risk proposed by Rothschild and Stiglitz (1970):

DEFINITION 1 (Rothschild and Stiglitz, 1970): *An increase in ρ represents a mean preserving spread of the distribution $F(\cdot, \rho)$ if it satisfies the following conditions:*

$$(a) \quad T(y, \rho) = \int_0^y F_\rho(Q, \rho) dQ \geq 0, \quad \forall y \in [0, 1];$$

$$(b) \quad T(1, \rho) = 0.$$

Given this setup, the decision maker is interested in maximizing the expected value of the objective function:

$$B(\rho) = E\{\Omega\} = \int_0^1 \Omega(Q, W) dF(Q, \rho). \quad (2)$$

We now distinguish two cases, according to whether or not information will be available. First, if the control variable W is chosen for known values of Q , its optimal value for maximizing (2) will be given by the schedule

$$W^*(Q) = \arg \max \{\Omega(Q, W)\}, \quad (3)$$

which satisfies the first order conditions

$$\Omega_W(Q, W) = 0, \quad \text{for all } Q. \quad (4)$$

The maximum expected utility in this case, which allows for state contingent maximization, is then given by

$$B^*(\rho) = \int_0^1 \Omega[Q, W^*(Q)] dF(Q, \rho). \quad (5)$$

Second, we take up the case where the control is chosen non-contingently, i.e. independently of realizations of the random variable. The value of W which maximizes (2) is then characterized as

$$\bar{W}(\rho) = \arg \max \left\{ \int_0^1 \Omega(Q, W) dF(Q, \rho) \right\}, \quad (6)$$

which satisfies the first order conditions

$$\int_0^1 \Omega_W(Q, W) dF(Q, \rho) = 0. \quad (7)$$

Parallel to (5), the maximum expected utility in this latter (non-contingent) case is

$$\bar{B}(\rho) = \int_0^1 \Omega[Q, \bar{W}(\rho)] dF(Q, \rho) \quad (8)$$

We are now able to define the value of information. Following Gould (1974) and Laffont (1976), such a definition is as follows:

$$G(\rho) = B^*(\rho) - \bar{B}(\rho) = \int_0^1 [\Omega[Q, W^*(Q)] - \Omega[Q, \bar{W}(\rho)]] dF(Q, \rho) \quad (9)$$

In other words, the value of information is the difference between the (maximum) expected utility when (full) information on the random variable is available, and the (maximum) expected utility when no information is available. Within this framework, the questions put forth in the introduction can be expressed as follows: Is $G(\rho) \geq 0$, with equality in the case of no risk? And, if so, is $\frac{dG(\rho)}{d\rho} > 0$?

3. The Value of Information

These questions were addressed by Gould (1974) and Laffont (1976),

who, however, obtain somewhat counterintuitive results. We introduce them by first recalling some definitions:

DEFINITION 2 (Hanoch and Levy, 1969, Theorem 2): *The family of distribution functions $F(Q, \rho)$ satisfies the stochastic dominance property if:*

$$T(y, \rho) \geq 0, \forall y \in [0, 1]; \rho_1 \neq \rho_2 \text{ implies } F(Q, \rho_1) \neq F(Q, \rho_2).$$

DEFINITION 3 (Laffont, 1976, Definition 1): *A change in risk (i.e., in ρ) is said to be type-1 compensated for $\Omega(\cdot, \cdot)$ iff $\bar{B}(\rho)$ is constant.*

DEFINITION 4 (Laffont, 1976, Definition 2): *A change in risk (i.e., in ρ) is said to be type-2 compensated for $\Omega(\cdot, \cdot)$ iff $B^*(\rho)$ is constant.*

We are now able to lay down the main available results, from Gould and Laffont. These will be the starting points for our analysis which follows in the next section ².

RESULT 1 (Gould, 1974): $G(\rho) > 0$.

RESULT 2 (Gould 1974, Theorem 3): *If $\Omega(Q, W)$ is linear in Q and strictly concave in W , then $dG(\rho)/d\rho > 0$.*

RESULT 3 (Laffont 1976, Theorem 1): *If $\Omega(Q, W)$ is increasing in Q and concave in (Q, W) , strictly in W , the value of information decreases as ρ increases (i.e., $dG(\rho)/d\rho < 0$) for a type-1 compensated change in risk, when the stochastic dominance property holds.*

RESULT 4 (Laffont 1976, Theorem 2): *If $\Omega(Q, W)$ is increasing in Q and concave in (Q, W) , strictly in W , the value of information increases as ρ increases (i.e., $dG(\rho)/d\rho > 0$) for a type-2 compensated change in risk, when the stochastic dominance property holds.*

Result 1 is fairly obvious and does not require special comment. Nevertheless, some remarks about the other propositions are in order.

First we take up Laffont's theorems (Results 3 and 4). Under Laffont's assumptions (notably the concavity in (Q, W)) both $B^*(\rho)$ and $\bar{B}(\rho)$ are non-increasing in ρ . Types 1 and 2 variation in risk are then defined as changes in ρ , such that either one or the other expected value is constant. By restricting himself to these specific cases, he is able to sign the difference between $B^*(\rho)$ and $\bar{B}(\rho)$ to be decreasing or increasing with ρ , depending on which one is held fixed. However, Types 1 and 2 compensated variations in risk do not satisfy the Rothschild-Stiglitz definition of increasing risk in general. Indeed, they are actually *mean utility preserving*, rather than

² For the proofs of these results, see the appropriate references.

mean preserving variations in risk. Although both spreads require that the stochastic dominance property be satisfied³, they differ insofar as the mean is different from the mean utility (that is, they surely differ under risk aversion). Moreover, Type 1 and 2 compensated variations in risk differ from each other, as the reference (constant) expected utilities (B^* and \bar{B}) are different in the two cases.

The case where preserving the mean amounts to preserving the mean utility is clearly that of linearity of the utility function in the random variable. Such is actually the particular case considered by Gould (Result 2). Formally, this is a type-2 compensated increase in risk: accordingly, the value of information should be decreasing in ρ . However, Gould finds the opposite result. Indeed, by assuming linearity in Q he confines himself to the only case where not only does a mean preserving spread preserve mean utility, but also where $B^*(\rho)$ is increasing, while $\bar{B}(\rho)$ remains constant.

Outside these specific cases, we can quote Laffont (1976, p. 487): "[T]he most general (but difficult) case occurs when both the expected values of the agent with information and without information change with a modification in riskiness. [In this case] we have

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = \int_0^1 [\Omega[Q, W^*(Q)] - \Omega[Q, \bar{W}(\rho)]] dF_\rho(Q, \rho). \quad (10)$$

But then the sign of $dG(\rho)/d\rho$ is defined by the complex interaction of the change in F and the change $\Omega[Q, W^*(Q)] - \Omega[Q, \bar{W}(\rho)]$ "⁴.

In the following section we show that the sign of (10) can be determined as positive for low enough levels of risk under very general assumptions on utility, although at the cost of some restrictions on the type of risk increase. Otherwise, the sign can only be determined by imposing restrictions on utility, but no specific constraints are imposed on the mean preserving spread.

³ See Definition 1 (a) and Definition 2. The point is taken up at length by DIAMOND and STIGLITZ (1974).

⁴ Equation (10) is obtained as follows:

$$\begin{aligned} \frac{dG(\rho)}{d\rho} &= \frac{d}{d\rho} \int_0^1 [\Omega(Q, W^*(Q)) - \Omega(Q, \bar{W}(\rho))] dF(Q, \rho) \\ &= \int_0^1 \Omega_W(Q, \bar{W}) \bar{W}_\rho dF(Q, \rho) + \int_0^1 [\Omega(Q, W^*) - \Omega(Q, \bar{W})] dF_\rho(Q, \rho) \end{aligned}$$

where the first integral is equal to zero, because of the first order conditions (7). Numbering and notations are ours, not Laffont's.

4. Increases in Risk and the Value of Information

One feature about the relationship between risk and the value of information, is that it relies on a set of "joint" assumptions on both the distribution and the utility function. Disentangling this set of assumptions is a main objective of the present paper, and amounts to uncovering the "complex interaction" Laffont refers to. To do so, we characterize what we call the "*ex post* value of information" with the function:

$$g(Q, \rho) = \Omega[Q, W^*(Q)] - \Omega[Q, W(\rho)]. \quad (11)$$

This function is the *ex post* difference between the utility obtained when the control variable is set state-contingently, and the utility obtained when the decision maker is constrained to choose the control variable without knowing Q .

By using the function $g(Q, \rho)$, we can write the expression for $dG(\rho)/d\rho$ (Equation (10)) in two different but equivalent ways that allow some insights to be drawn about the sign of such an expression. These are:

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = \int_0^1 g_{QQ}(Q, \rho) T(Q, \rho) dQ, \quad (12)$$

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = - \int_0^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ, \quad (13)$$

and are explicitly derived in the Appendix. We now consider (12) and (13) in turn.

4.1. Convexity and the Value of Information

In this section we concentrate on the assumptions concerning the form of the utility function. To do so, we look at expression (12). What (12) tells us is that if $g(\cdot, \rho)$ were convex for all Q , the value of information would certainly be increasing with risk. For then $g_{QQ}(\cdot, \rho)$ would certainly be positive. On the other hand, given Definition 1,

$$\begin{aligned} T(Q, \rho) &\geq 0, & \text{for } Q < 1 \\ &= 0, & \text{for } Q = 1. \end{aligned}$$

As a consequence, the integrand function in (12) is certainly positive, and so is the integral³. As a matter of fact, this really rests on Jensen's inequality. Indeed, as one can easily check, the term in $dG(\rho)/d\rho$ dependent on \bar{W}_ρ cancels out by the envelope theorem (see footnote 2). A simple application of the Equivalence Theorem of Rothschild and Stiglitz (1970) is then enough to sign $dG(\rho)/d\rho$. For later convenience, we state their theorem here:

RESULT 5 (Rothschild and Stiglitz, 1970, Theorem 2): *The distribution $F(\cdot, \rho)$ satisfies the conditions given in Definition 1 if and only if, for any concave function $h(Q)$, $dE\{h(Q)\}/d\rho < 0$.*

Clearly, however, the *ex post* value of information is not generally convex. To see what convexity means in terms of the utility function, let us consider $g(\cdot, \rho)$. By optimality of $W^*(Q)$, this is a nonnegative function; it is zero only when, for a given ρ , the optimal instrument with no information is the same as that which would have been optimally chosen, had the realization of Q been known. In this case, information has no value *ex post*, as the optimal choices with or without information happen to coincide. Let \tilde{Q} be such a realization; then:

$$W^*(\tilde{Q}) = \bar{W}(\rho) \Leftrightarrow g(\tilde{Q}, \rho) = 0. \quad (14)$$

Two results can now be stated which help to characterize the *ex post* value of information (proofs in the Appendix):

$$\text{RESULT 6: (a) } \text{sign} \left\{ \frac{dW^*}{dQ} \right\} = \text{sign} \{ \Omega_{WQ}(Q, W) \}$$

$$(b) \text{sign} \left\{ \frac{d\bar{W}}{d\rho} \right\} = \text{sign} \{ \Omega_{WQQ}(Q, W) \}$$

RESULT 7:

- (a) if $Q = \tilde{Q}$, $\Omega_W(\tilde{Q}, W^*) = \Omega_W(\tilde{Q}, \rho) = g_W(\tilde{Q}, \rho) = 0$;
- (b) if $Q = \tilde{Q}$, $g_Q(\tilde{Q}, \rho) = 0$, i.e., $\Omega_Q(\tilde{Q}, W^*) = \Omega_Q(\tilde{Q}, \bar{W})$;
- if $Q < \tilde{Q}$, $g_Q(\tilde{Q}, \rho) < 0$, i.e., $\Omega_Q(\tilde{Q}, W^*) < \Omega_Q(\tilde{Q}, \bar{W})$;
- if $Q > \tilde{Q}$, $g_Q(\tilde{Q}, \rho) > 0$, i.e., $\Omega_Q(\tilde{Q}, W^*) > \Omega_Q(\tilde{Q}, \bar{W})$;
- (c) if $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} < 0$ and $Q < \tilde{Q}$, $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$;

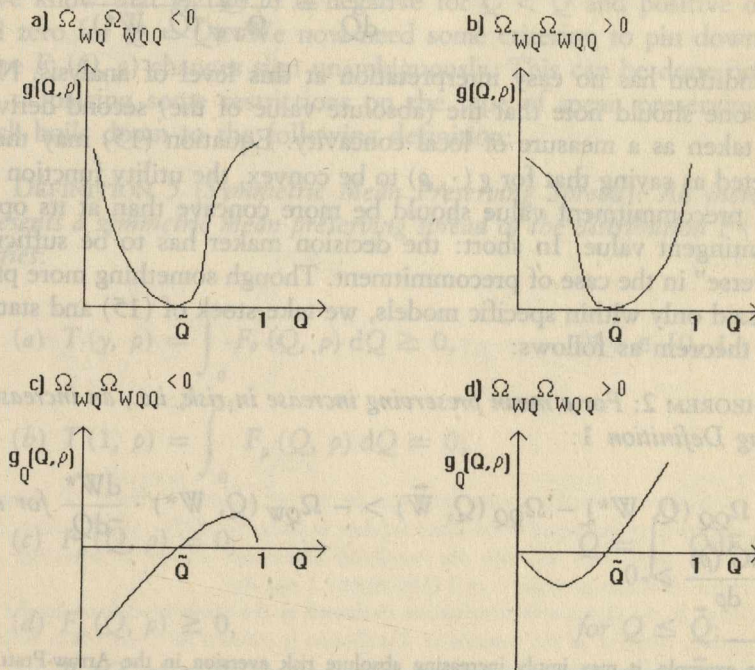
³ Note that there exist at least one Q such that $T(Q, \rho) > 0$.

- if $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} > 0$ and $Q > \bar{Q}$, $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$;
 (d) if $\Omega_{WQQ} = 0$, $\forall Q$, $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$;
 (e) $g_{QQ}(\bar{Q}, \rho) > 0$.

The intuition behind Result 6(a) is fairly straightforward: if the marginal utility of the instrument increases with the state variable (that is, $\Omega_{QW}(Q, W) > 0$) and given that $\Omega(Q, \cdot)$ is concave in W , the optimal value of the instrument has to increase with the state variable, and vice versa. Result 6(b), which refers to the noncontingent choice, is well known (Laffont, 1989; Diamond and Stiglitz, 1974). However, its interpretation involves a third mixed derivative, and is less straightforward; its economic meaning becomes clearer within specific examples. Since basically no assumption concerning Ω_{WQ} and Ω_{WQQ} appears preferable or more realistic, we refrain from making one.

Result 7 makes it clear that convexity is not a general feature of the *ex post* value of information. According to the sign of $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ}$, it occurs at high or low levels of Q ; in Figure 1 we sketch the behavior of $g(\cdot, \rho)$

FIGURE 1. The *ex post* value of information.



and its first derivative $g_Q(\cdot, \rho)$ for the two cases, respectively. Only under the assumption embodied in Result 7(d) does convexity hold for all Q . Besides being very restrictive, such an assumption is also not attractive because within specific examples it implies unpleasant restrictions on the risk attitude of the decision maker⁶. Nevertheless, taking stock of the characterization of $g(\cdot, \rho)$ given by Result 7(d), we state our first theorem as follows:

THEOREM 1: *For a mean preserving increase in risk, i.e. an increase in ρ satisfying Definition 1:*

$$\text{if } \Omega_{WQQ} = 0, \text{ then } \frac{dG(\rho)}{d\rho} > 0.$$

The proof follows directly from Results 5 and 7(d).

The more general case is clearly that described by Result 7(c). Depending on the sign of $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ}$, the *ex post* value of information is certainly convex only for values of Q below or above \bar{Q} . Outside this range, for $g_{QQ}(Q, \rho)$ to be positive we must have

$$\Omega_{QQ}(Q, W^*) - \Omega_{QQ}(Q, \bar{W}) > -\Omega_{QW}(Q, W^*) \cdot \frac{dW^*}{dQ} = \frac{[\Omega_{WQ}(Q, W^*)]^2}{\Omega_{WW}(Q, W^*)}. \quad (15)$$

This condition has no easy interpretation at this level of analysis. Nevertheless, one should note that the (absolute value of the) second derivative can be taken as a measure of local concavity. Equation (15) may then be interpreted as saying that for $g(\cdot, \rho)$ to be convex, the utility function at its optimal precommitment value should be more concave than at its optimal state-contingent value. In short: the decision maker has to be sufficiently "risk averse" in the case of precommitment. Though something more precise can be said only within specific models, we take stock of (15) and state our second theorem as follows:

THEOREM 2: *For a mean preserving increase in risk, i.e., an increase in ρ satisfying Definition 1:*

$$\text{if } \Omega_{QQ}(Q, W^*) - \Omega_{QQ}(Q, \bar{W}) > -\Omega_{QW}(Q, W^*) \cdot \frac{dW^*}{dQ} \text{ for all } Q, \\ \text{then } \frac{dG(\rho)}{d\rho} > 0.$$

⁶ For example, it may imply increasing absolute risk aversion in the Arrow-Pratt sense.

Again, the proof of this theorem comes directly from Result 5.

Outside the cases covered by Theorems 1 and 2 we cannot apply Result 5, and are unable to sign $dG(\rho)/d\rho$. In the next subsection we take a different route and, while abstaining from making any hypothesis on utility beyond those presented in (1), we consider restrictions on the type of spread.

4.2. Symmetric Spreads and the Value of Information

In this section we look at the relationship between the value of information and increases in riskiness by concentrating on expression (13), which we recall here for the reader's convenience:

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = - \int_0^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ. \quad (13)$$

It is clear that the integrand is negative and $dG(\rho)/d\rho$ is positive if the two functions $g_Q(Q, \rho)$ and $F_\rho(Q, \rho)$ have opposite signs. From Result 7, we know that $g_Q(Q, \rho)$ is negative for $Q < \bar{Q}$ and positive otherwise (and zero for $Q = \bar{Q}$). We now need some criterion to pin down a point where $F_\rho(Q, \rho)$ changes sign unambiguously. This can be done only at the cost of placing some restrictions on the type of mean preserving spread, which boils down to the following definition:

DEFINITION 5 (*Symmetric Mean Preserving Spread*): An increase in ρ represents a symmetric mean preserving spread of the distribution $F(\cdot, \rho)$ if it satisfies:

$$(a) \quad T(y, \rho) = \int_0^y F_\rho(Q, \rho) dQ \geq 0, \quad \forall y \in [0, 1];$$

$$(b) \quad T(1, \rho) = \int_0^1 F_\rho(Q, \rho) dQ = 0;$$

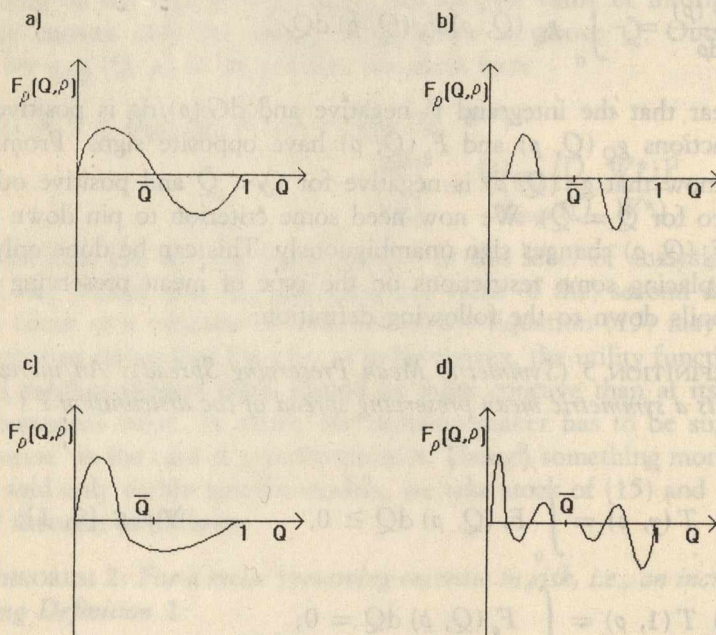
$$(c) \quad F_\rho(\bar{Q}, \rho) = 0, \quad \bar{Q} = \int_0^1 Q dF(Q, \rho);$$

$$(d) \quad \begin{aligned} F_\rho(Q, \rho) &\geq 0, & \text{for } Q \leq \bar{Q}; \\ F_\rho(Q, \rho) &\leq 0, & \text{for } Q \geq \bar{Q}. \end{aligned}$$

This definition adds the symmetry restrictions (c) and (d) to the two conditions (a) and (b) that a mean preserving spread has to satisfy (Definition 1)⁷. Restriction (c) requires that the increase in risk does not change the cumulative distribution evaluated at the mean; that is, it does not change the cumulative probability of realizations below the mean. Restriction (d) requires instead that for any realization below the mean, the increase in risk, namely, the shift of probability mass to the tails, does not reduce the cumulative distribution, and vice versa for realizations above the mean. Figures 2a and 2b show two examples of risk increases which satisfy Definition 5, while Figures 2c and 2d show two examples which do not⁸. For conditions (c) and (d) to be satisfied, the mean preserving spread has to be symmetric.

Given Definition 5, the next step is to understand how \bar{Q} (the point

FIGURE 2. Symmetric and asymmetric mean preserving spreads.



⁷ For comparison purposes, notice that GOULD (1974) assumes (a) and (b) (stochastic dominance and mean preservation – the latter implicit in linearity of $\Omega(\cdot, \rho)$). LAFFONT (1976) assumes (a) and substitutes (b) with the condition that mean utility be preserved under compensated risk increases of types 1 or 2 (Definitions 3 and 4).

⁸ In Figure 2c the cumulative distribution evaluated at the mean is reduced by the mean preserving spread, while in 2d the cumulative distribution is reduced for some values below the mean, and increased for some values above.

where $g_Q(\cdot, \rho)$ changes sign) and \bar{Q} (the point at which $F_\rho(\cdot, \rho)$ changes sign) compare to each other. While \bar{Q} does not depend on ρ , \tilde{Q} does. Recalling its definition in (14), it is straightforward to check the following result:

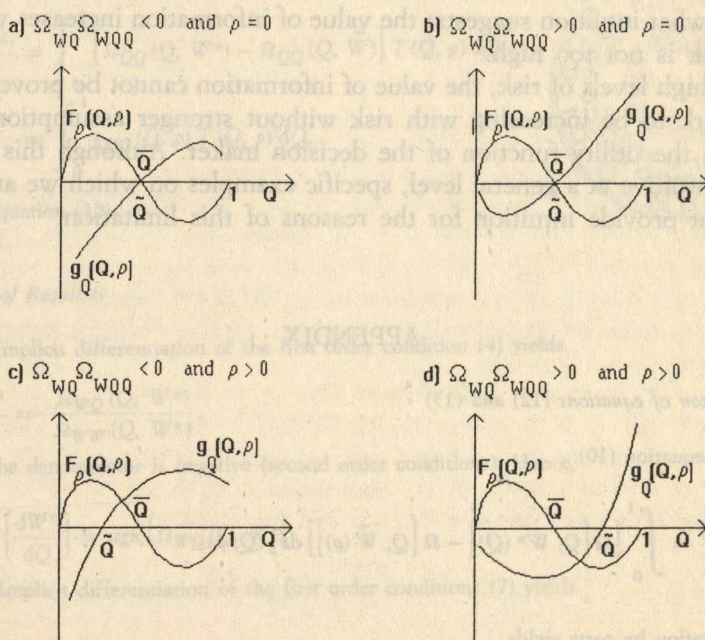
$$\text{RESULT 8: } \text{sign} \left\{ \frac{d\tilde{Q}}{d\rho} \right\} = \text{sign} \{ \Omega_{WQ}(Q, W) \Omega_{WQQ}(Q, W) \}.$$

Hence, the way in which \tilde{Q} moves with ρ depends on an expression (the product between the second and third partial derivatives) whose sign we have already shown to be relevant for the convexity of $g(\cdot, \rho)$. We are now ready to state our main theorem:

THEOREM 3: *For a symmetric mean preserving spread, i.e., an increase in ρ satisfying Definition 5, there exists a $\bar{\rho} > 0$ such that if $\rho \leq \bar{\rho}$, then $\frac{dG(\rho)}{d\rho} > 0$.*

A formal proof is given in the Appendix. The intuition behind it is provided by Figure 3. Take a value of ρ very close to zero. In the limit,

FIGURE 3. Effect of risk on the value of information.



as ρ tends to 0, clearly \bar{Q} tends to \bar{Q} . Consider now all Q such that $Q < \bar{Q}$; this implies $F_\rho \geq 0$ (Definition 5) and $g_Q(\cdot, \rho)$ (Result 7(b)). By the same token, $Q > \bar{Q}$ implies $F_\rho \leq 0$ and $g_Q(\cdot, \rho) > 0$. Thus, expression (13) is certainly nonnegative when ρ lies around zero. These are the situations described in Figures 3a and 3b, respectively, for the cases $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} < 0$ and $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} > 0$. Assume now $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} < 0$; then the function $g_Q(\cdot, \rho)$ (whose shape is determined by Result 7) shifts to the left as ρ increases (Result 8). Continuity then implies that expression (13) remains positive up to a point, $\bar{\rho}$ say, after which it becomes negative (Figure 3). The same applies when $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} > 0$ (Figure 3d): now $g_Q(\cdot, \rho)$ shifts to the right, but its shape is now different, and such as to preserve the nonnegativity of (13) so long as ρ lies below some $\bar{\rho}$ (Figure 3d).

5. Concluding Remarks

In this paper we took up the puzzle about the relationship between risk and the value of information left open by Gould and Laffont. With a symmetry restriction on the kind of risk increase, we are able to partially validate what intuition suggests: the value of information increases with risk when risk is not too high.

At high levels of risk, the value of information cannot be proven in our framework to be increasing with risk without stronger assumptions being made on the utility function of the decision maker. Although this may be counterintuitive at a general level, specific examples on which we are working might provide intuition for the reasons of this limitation.

APPENDIX

A. Derivation of equations (12) and (13)

Take equation (10):

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = \int_0^1 \left[\Omega \left[Q, W^*(Q) \right] - \Omega \left[Q, \bar{W}(\rho) \right] \right] dF_\rho(Q, \rho). \quad (1.A)$$

Integration by parts yields

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = \left[\left[\Omega_Q(Q, W^*) - \Omega_Q(Q, \bar{W}) \right] F_\rho(Q, \rho) \right]_0^1 - \int_0^1 \left[\Omega_{QQ}(Q, W^*) - \Omega_{QQ}(Q, \bar{W}) \right] F_Q(Q, \rho) dQ.$$

Since $F_\rho(0, \rho) = F_\rho(1, \rho) = 0$, we have

$$\begin{aligned} \frac{dG(\rho)}{d\rho} &= - \int_0^1 \left[\Omega_Q(Q, W^*) - \Omega_Q(Q, \bar{W}) \right] F_\rho(Q, \rho) dQ \\ &= - \int_0^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ, \end{aligned} \quad (2.A)$$

that is, equation (13). By further integration by parts of (2.A) we obtain

$$\begin{aligned} \frac{dG(\rho)}{d\rho} &= - \left[\left[\Omega_Q(Q, W^*) - \Omega_Q(Q, \bar{W}) \right] F_\rho(Q, \rho) \right]_0^1 + \\ &+ \int_0^1 \left[\Omega_{QQ}(Q, W^*) - \Omega_{QQ}(Q, \bar{W}) \right] T(Q, \rho) dQ. \end{aligned}$$

Again, the term in square brackets is zero. Hence,

$$\begin{aligned} \frac{dG(\rho)}{d\rho} &= \int_0^1 \left[\Omega_{QQ}(Q, W^*) - \Omega_{QQ}(Q, \bar{W}) \right] T(Q, \rho) dQ \\ &= \int_0^1 g_{QQ}(Q, \rho) T(Q, \rho) dQ, \end{aligned}$$

that is, equation (12).

B. Proof of Result 6

(a) Implicit differentiation of the first order condition (4) yields

$$\frac{dW^*}{dQ} = - \frac{\Omega_{WQ}(Q, W^*)}{\Omega_{WW}(Q, W^*)}. \quad (1.B)$$

By (1), the denominator is negative (second order conditions). Hence,

$$\text{sign} \left\{ \frac{dW^*}{dQ} \right\} = \text{sign} \left\{ \Omega_{WQ}(Q, W) \right\}. \quad (2.B)$$

(b) Implicit differentiation of the first order conditions (7) yields



$$\frac{dW}{d\rho} = - \frac{\int_0^1 \Omega_W(Q, \bar{W}) dF_\rho(Q, \rho)}{\int_0^1 \Omega_{WW}(Q, \bar{W}) dF(Q, \rho)}. \quad (3.B)$$

Again, by (1) the denominator is negative; hence the sign is given by the numerator. Integrating by parts yields.

$$\int_0^1 \Omega_W(Q, \bar{W}) dF_\rho(Q, \rho) = [\Omega_W(Q, \bar{W}) F_\rho(Q, \rho)]_0^1 - \int_0^1 \Omega_{WQ}(Q, \bar{W}) F_\rho(Q, \rho) dQ$$

where the term in brackets is zero because $F_\rho(1, \rho) = F_\rho(0, \rho) = 0$. Further integration by parts gives

$$- \int_0^1 \Omega_{WQ}(Q, \bar{W}) F_\rho(Q, \rho) dQ = - [\Omega_{WQ}(Q, \bar{W}) T(Q, \rho)]_0^1 + \int_0^1 \Omega_{WQQ}(Q, \bar{W}) T(Q, \rho) dQ,$$

where

$$T(Q, \rho) = \int_0^Q F_\rho(Z, \rho) dZ.$$

Since ρ satisfies Definition 1, the term in brackets is zero and $T(Q, \rho) \geq 0$. This implies the result.

C. Proof of Result 7

(a) This follows directly from $W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$ (the derivatives $\Omega_W(\cdot, \cdot)$ evaluated at $(\bar{Q}, W^*) = (\bar{Q}, \bar{W})$ coincide), and from $\Omega_W(\bar{Q}, W^*) = 0$ (optimality).

(b) The first equality follows directly from $W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$. As far as the inequalities are concerned, consider first the case $Q < \bar{Q}$. Suppose $\Omega_{QW} > 0$. From Result 6(a), $W_Q^* > 0$ and therefore $W^*(Q) < W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$. But since $\Omega_{QW} = \Omega_{WQ}$, we also have $\Omega_Q[Q, W^*(Q)] < \Omega_Q[Q, \bar{W}(\rho)]$, which implies $g_Q(Q, \rho) < 0$. Suppose now $\Omega_{QW} < 0$. Then $W_Q^* < 0$, hence $W^*(Q) > W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$, hence $\Omega_Q[Q, W^*(Q)] < \Omega_Q[Q, \bar{W}(\rho)]$, which again implies $g_Q(Q, \rho) < 0$.

Second, take the case $Q > \bar{Q}$. Suppose $\Omega_{QW} > 0$; then $W_Q^* > 0$ and therefore $W^*(Q) > W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$, whence $\Omega_Q[Q, W^*(Q)] > \Omega_Q[Q, \bar{W}(\rho)]$, which implies $g_Q(Q, \rho) > 0$. Similarly, if $\Omega_{QW} < 0$, $W_Q^* < 0$, and therefore $W^*(Q) < W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$, whence $\Omega_Q[Q, W^*(Q)] > \Omega_Q[Q, \bar{W}(\rho)]$, which implies $g_Q(Q, \rho) > 0$.

(c) Consider the second derivative of $g(\cdot, \rho)$ with respect to Q :

$$g_{QQ} = \Omega_{QQ}(Q, W^*) + \Omega_{QW}(Q, W^*) \cdot \frac{dW^*}{dQ} - \Omega_{QQ}(Q, \bar{W}). \quad (1.C)$$

Using (1.A) this becomes

$$g_{QQ}(Q, \rho) = \Omega_Q(Q, W^*) - \frac{[\Omega_{WQ}(Q, W^*)]^2}{\Omega_{WW}(Q, W^*)} - \Omega_{QQ}(Q, \bar{W}). \quad (2.C)$$

The fraction (including the minus sign) is always positive, as the denominator is negative. Hence $g_{QQ} > 0$ when $\Omega_{QQ}(Q, W^*) > \Omega_{QQ}(Q, \bar{W})$. We distinguish the two cases.

CASE I: $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} < 0$.

Suppose first that $\Omega_{WQ} > 0$: then $W_Q^* > 0$ and $\Omega_{WQQ} < 0$. Hence, $Q < \bar{Q}$ implies $W^*(Q) < W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$, which in turn yields $\Omega_{QQ}(\cdot, W^*) > \Omega_{QQ}(\cdot, \bar{W})$, i.e. $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$. Suppose now that $\Omega_{WQ} < 0$: then $W_Q^* < 0$ and $\Omega_{WQQ} > 0$. Hence, $Q < \bar{Q}$ implies $W^*(Q) > W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$, which in turn yields $\Omega_{QQ}(\cdot, W^*) > \Omega_{QQ}(\cdot, \bar{W})$, i.e. $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$. Note that for $Q > \bar{Q}$, $\Omega_{QQ}(\cdot, W^*) < \Omega_{QQ}(\cdot, \bar{W})$, so that $g_{QQ}(Q, \rho)$ is not necessarily positive.

CASE II: $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} > 0$.

Suppose first that $\Omega_{WQ} > 0$: then $W_Q^* > 0$ and $\Omega_{WQQ} > 0$. Hence, $Q > \bar{Q}$ implies $W^*(Q) > W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$, which in turn yields $\Omega_{QQ}(\cdot, W^*) > \Omega_{QQ}(\cdot, \bar{W})$, i.e. $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$. Suppose now that $\Omega_{WQ} < 0$: then $W_Q^* < 0$ and $\Omega_{WQQ} < 0$. Hence, $Q > \bar{Q}$ implies $W^*(Q) < W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$, which in turn yields $\Omega_{QQ}(\cdot, W^*) > \Omega_{QQ}(\cdot, \bar{W})$, i.e. $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$. Note that for $Q < \bar{Q}$, $\Omega_{QQ}(\cdot, W^*) < \Omega_{QQ}(\cdot, \bar{W})$, so that $g_{QQ}(Q, \rho)$ is not necessarily positive.

(d) This follows immediately from (2.C), given that $\Omega_{WQQ} = 0$ implies $\Omega_{QQ}(Q, W^*) = \Omega_{QQ}(Q, \bar{W})$.

(e) This follows also from (2.C), given that $Q = \bar{Q}$ implies $W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho)$ and hence $\Omega_{QQ}(\bar{Q}, W^*) = \Omega_{QQ}(\bar{Q}, \bar{W})$.

D. Proof of Result 8

From (14), we have that

$$W^*(\bar{Q}) = \bar{W}(\rho), \quad (1.D)$$

implicit differentiation of which yields

$$\frac{d\bar{Q}}{d\rho} = \frac{dW^*}{dQ} \frac{d\bar{W}}{d\rho}, \quad (2.D)$$

which proves the result.

E. Proof of Theorem 3

Notice first that

$$\lim_{\rho \rightarrow 0} \bar{Q}(\rho) = \bar{Q}. \quad (1.E)$$

Hence,

$$\lim_{\rho \rightarrow 0} g_{QQ}[\bar{Q}(\rho), \rho] = g_{QQ}(\bar{Q}, 0) > 0 \quad (2.E)$$

by (15). By Theorem 2, then, $dG/d\rho$ is positive around zero.

We now consider what happens as ρ increases. We recall (13) to notice that

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = - \int_0^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ, \quad (3.E)$$

which can be split as follows:

$$\begin{aligned} \frac{dG(\rho)}{d\rho} = & - \int_0^{\bar{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ - \int_{\bar{Q}}^{\bar{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ + \\ & - \int_{\bar{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ. \end{aligned} \quad (4.E)$$

CASE I: $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} < 0$. This implies $\frac{d\bar{Q}}{d\rho} < 0$ (Result 8) and hence $\bar{Q}(\rho) < \bar{Q}$ for $\rho > 0$. Now notice that

$$\begin{aligned} - \int_0^{\bar{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ &= - [g_Q(Q, \rho) T(Q, \rho)]_0^{\bar{Q}} + \int_0^{\bar{Q}} g_{QQ}(Q, \rho) T(Q, \rho) dQ \\ &= \int_0^{\bar{Q}} g_{QQ}(Q, \rho) T(Q, \rho) dQ > 0, \end{aligned} \quad (5.E)$$

$$- \int_{\bar{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ > 0. \quad (6.E)$$

As far as (5.E) is concerned, we integrate by part. Under Definition 1 $T(Q, \rho) \geq 0$, while the term in brackets in the first line is zero, since $g_Q(\bar{Q}, \rho) = 0 = T(0, \rho)$. The inequality follows from the fact that $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} < 0$ implies $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$ for $Q < \bar{Q}$ (Result 7 (c)). As to (6.E), $Q > \bar{Q} > \bar{Q}$ implies $g_Q(Q, \rho) > 0$ (Result 7 (b)), while $F_\rho(Q, \rho) \leq 0$ (Definition 5).

Consider now the remaining integral,

$$- \int_{\bar{Q}}^{\bar{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ. \quad (7.E)$$

The integrand function is surely nonnegative, as $Q > \bar{Q}$ implies $g_Q(Q, \rho) > 0$ (Result 7 (b)), and $Q < \bar{Q}$ implies $F_\rho(Q, \rho) \geq 0$ (definition 5): (7.E) is therefore nonpositive. However, it is almost zero when \bar{Q} is almost equal to \bar{Q} . By continuity, there exists a $\bar{\rho}$ defined by $\bar{Q}(\bar{\rho}) = \bar{Q} < \bar{Q}$, such that

$$\int_{\bar{Q}}^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ = - \int_0^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ - \int_{\tilde{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ,$$

while for $\tilde{Q}(\rho) > \bar{Q}$, i.e., $\rho < \bar{\rho}$, we have

$$\int_{\bar{Q}}^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ < - \int_0^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ - \int_{\tilde{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ.$$

Hence, $\rho < \bar{\rho}$ implies $dG(\rho)/d\rho > 0$.

CASE II: $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} > 0$. This implies $\frac{d\tilde{Q}}{d\rho} > 0$ (Result 8) and hence $\tilde{Q}(\rho) > \bar{Q}$ for $\rho > 0$. We can re-write (4.E) as

$$\frac{dG(\rho)}{d\rho} = - \int_0^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ - \int_{\tilde{Q}}^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ + \\ - \int_{\tilde{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ. \quad (4.E)$$

Now notice that

$$- \int_0^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ > 0. \quad (8.E)$$

$$- \int_{\tilde{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ = - [g_Q(Q, \rho) T(Q, \rho)]_{\tilde{Q}}^1 + \int_{\tilde{Q}}^1 g_{QQ}(Q, \rho) T(Q, \rho) dQ \\ = \int_{\tilde{Q}}^1 g_{QQ}(Q, \rho) T(Q, \rho) dQ > 0, \quad (9.E)$$

As to (8.E), $Q < \bar{Q} < \tilde{Q}$ implies $g_Q(Q, \rho) < 0$ (Result 7 (b)), while $F_\rho(Q, \rho) \geq 0$ (Definition 5). As far as (9.E) is concerned, we integrate by part. Under Definition 1 $T(Q, \rho) \geq 0$, while the term in brackets in the first line is zero, since $g_Q(\tilde{Q}, \rho) = 0 = T(1, \rho)$. The inequality follows from the fact that $\Omega_{WQ}\Omega_{WQQ} > 0$ implies $g_{QQ}(Q, \rho) > 0$ for $Q > \bar{Q}$ (Result 7(c)).

Consider now the remaining integral,

$$- \int_{\tilde{Q}}^{\tilde{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ. \quad (10.E)$$

The integrand function is surely nonnegative, as $Q < \bar{Q}$ implies $g_Q(Q, \rho) < 0$ (Result 7 (b)), and $Q > \bar{Q}$ implies $F_\rho(Q, \rho) \leq 0$ (Definition 5): (10.E) is therefore nonpositive. However, it is almost zero when Q is almost equal to \bar{Q} . By continuity, there exists a $\bar{\rho}$ defined by $Q(\rho) = Q > \bar{Q}$, such that

$$\int_{\bar{Q}}^{\hat{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ = - \int_0^{\bar{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ - \int_{\bar{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ,$$

while for $\bar{Q}(\rho) < \hat{Q}$, i.e., $\rho < \bar{\rho}$, we have

$$\int_{\bar{Q}}^{\hat{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ < - \int_0^{\bar{Q}} g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ - \int_{\bar{Q}}^1 g_Q(Q, \rho) F_\rho(Q, \rho) dQ.$$

Hence, $\rho < \bar{\rho}$ implies $dG(\rho)/d\rho > 0$.

REFERENCES

- DIAMOND P.A. and STIGLITZ J.E., "Increases in Risk and Risk Aversion", *Journal of Economic Theory*, 1974, 8, 357-60.
- GOULD J.P., "Risk Stochastic Preference, and the Value of Information", *Journal of Economic Theory*, 1974, 8, 64-84.
- HANOCH G. and LEVY H., "The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk", *Review of Economic Studies*, 1969, 36, 335-46.
- LAFFONT J.J., "Risk, Stochastic Preference, and the Value of Information. A Comment", *Journal of Economic Theory*, 1976, 12, 483-87.
- , *The Economics of Uncertainty and Information*, Cambridge: The MIT Press, 1989.
- ROTHSCHILD M. and STIGLITZ J.E., "Increasing Risk, I: A Definition", *Journal of Economic Theory*, 1970, 2, 225-43.

IL VALORE DELL'INFORMAZIONE AUMENTA AL CRESCERE DELL'INCERTEZZA?

Da una soddisfacente teoria delle decisioni in situazioni di incertezza dovrebbe derivare che il valore dell'informazione per il decisore sia positivo e crescente al crescere dell'incertezza. Nel modello neoclassico tradizionale, basato sulla teoria dell'utilità attesa, Gould (1974) e Laffont (1976) giungono al risultato controintuitivo secondo cui l'effetto del rischio sul valore dell'informazione ha, in generale, segno indeterminato. Solo sotto ipotesi molto specifiche il segno può essere determinato, e in alcuni casi risulta essere negativo. In questo studio, sulla base del medesimo modello, mostriamo che alcuni risultati aggiuntivi possono essere ottenuti esaminando ciò che succede a diversi livelli di intensità del rischio. In particolare, imponendo una restrizione di simmetria sugli aumenti di rischio, mostriamo che il valore dell'informazione cresce al crescere del rischio, se quest'ultimo non è troppo elevato.

EVALUATING PROBABILITY PREDICTIONS: AN APPLICATION OF COPAS' DIAGRAMMATIC METHOD IN COMPARING TWO MODELS OF STRIKES

by

YANIS VAROUFAKIS *

1. *Introduction*

When modelling discrete events, analysts usually resort to either logit/probit models or explicit optimisation models for probabilistic predictions of the binary variable they wish to explain. The maximisation of the appropriate likelihood function yields parameter estimates which, in turn, are inserted into the specification of the probability density function in order to produce probability predictions for the occurrence of a certain event for each observation. However, once these estimates are generated, it is not very easy to gain a quick feel for the model's suitability as there is no such thing as a residual plot capable of conveying a first impression of how well the binary event is predicted. If a single model is being tested, the practitioner usually resorts to an inspection of the *t*-ratios of the various parameters, whereas in the case of competing models it is common to apply some information criterion, based on the value of the likelihood function, in order to choose between the alternative formulations. Recently Landwehr et al. (1984), Gourieroux et al. (1987), Dunn et al. (1987) and Chesher and Irish (1987) have developed various tools which allow the analyst a clearer picture of the models' predictive capability.

In this note I suggest that Copas' (1983) diagrammatic method should be added to the list of recently developed tools as it provides low cost additional insights. Without constructing artificial residuals, it offers the analyst a plot in many ways resembling the residual plot of conventional linear models. In particular, there are two potential uses: First, it allows a

* Department of Economics, University of Sydney, Sydney (Australia).

glimpse of the model's performance at all levels of probability predictions and, thus eases the detection of various types of misspecification (e.g. heteroscedasticity, non-normality etc.). Second, it complements information criteria when it comes to model selection out of a range of alternatives. Interestingly, the pictorial representation of each model's performance opens up the possibility of relying on more than one model for predicting the occurrence of the discrete event. For if two models yield different results but the first forecasts more accurately when the predicted probability of occurrence is high, while the second enjoys a relative advantage for low probability predictions, perhaps there is a way of combining the two models and thus using information more efficiently. In short, access to Copas' graph allows one to construct a composite model not dissimilar in concept to switching regressions in linear models.

Finally, I illustrate the advantages of this technique in the case of two competing micro-econometric models predicting strikes in eighty negotiations between trades unions and employers in the United States.

2. Copas' Diagrammatic Method

Suppose we have a model that provides us with an estimate of the probability of occurrence of a discrete event (such as a strike) per observation. Let this probability prediction be w_i when the binary observed variable is s_i for observations $i = 1, 2, \dots, n$. If the w_i 's are discrete – for example, they may belong to the discrete pdf $[0.1, 0.3, 0.6]$ – then a consistent estimate for the conditional probability of occurrence given the model's prediction – in other words $Pr(s_i|w_i)$ – can be had by

$$\hat{p}_w = \frac{\sum_{i=1}^n s_i \delta(w - w_i)}{\sum_{i=1}^n \delta(w - w_i)} \quad (1)$$

where $\delta(u)$ equals 1 when $u = 0$ and 0 when $u = 1$. Clearly, the better the model the closer the relationship between (1) and w_i will be to a 45° line. However, the problem with (1) is that it does not extend to the typical case where the model's probability predictions are continuous rather than discrete. When that happens, it is common to substitute the $\delta(u)$ function with some smooth function such as

$$\psi(u) = \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) \quad (2)$$

Then, an estimate of the conditional probability of occurrence given the model's probabilistic prediction is provided by (3)

$$\hat{p}_w \approx \frac{\sum_{i=1}^n s_i \psi[(w - w_i)/h]}{\sum_{i=1}^n \psi(w - w_i)/h} \quad (3)$$

Parameter h controls the degree of smoothing; the greater the value of h the smaller the variation in the estimate of the conditional probability but, also, the greater the danger that important features of that variation will be lost. In choosing h it is advisable to try a number of different values starting with the average spacing of the w 's as a starting value. However, there is a problem which may render the plot of (3) against w_i less than useful. As Copas (1983) demonstrates, the estimator in equation (3) is biased since its standard error decreases with increases in the value of h . It may be that this bias is not significant, in which case a plot of (3) against w_i will suffice as a pictorial indicator of how good the probability predictions are: the closer it gets to a 45 degree line the better the model. Nonetheless, one ought to be careful when the sample is rather small and when the level of smoothing required is such that h is of the order of the standard deviation of the probability predictions w_i .

When we feel that the bias of (3) may reduce the usefulness of the plot of (3) against the w_i 's, Copas (1983) proposes the following bias correction procedure. Rewriting (3) as

$$E(p_w|w_i) = \frac{\int p_x \psi[(w - x)/h] dG_n}{\int \psi[(w - x)/h] dG_n} \quad (4)$$

where $G_n(x)$ is the empirical distribution of the w_i 's he assumes that p_w is a linear probit so that G_n is replaceable by

$$\Phi\left(x - \frac{\mu}{\sigma}\right) \quad (5)$$

and \hat{p}_w by

$$\Phi(\alpha + \beta(x - \mu)) \quad (6)$$

where $\Phi(\cdot)$ is the standard normal cumulative function.

It turns out that provided (5) and (6) hold, \hat{p}_w is also a linear probit. Inversion of that new linear probit function for \hat{p}_w , in association with (6), yields a new estimate which takes the place of (3) and which Copas shows to be approximately unbiased. This new estimate is provided by (7) below

$$\hat{p}_w^* = \Phi \left(\frac{(1 + k^2) \Phi^{-1}(\hat{p}_w) - k^2 a'}{\sqrt{(1 - \beta'^2 k^2 \sigma^2)(1 + k^2)}} \right) \quad (7)$$

where

$$k = \frac{b}{\sigma}, \dots \alpha' = A\alpha, \dots b' = \frac{A\beta}{a + k^2}, \dots A = \left(+ \frac{\beta^2 \sigma^2 k^2}{1 + k^2} \right)$$

In summary, when bias correction is needed, Copas' procedure is described in the following table.

Step 1. Use (3) to compute the initial (biased) estimate of the conditional probability of occurrence given the model's probability estimates

Step 2. Transform the above estimates by computing their inverse probit, i.e. $\Phi^{-1}(\hat{p}_w)$ where \hat{p}_w are derived from equation (3) in step 1

Step 3. Estimate α' and β' as the intercept and slope of a line through the graph of $\Phi^{-1}(\hat{p}_w)$ against w

Step 4. Estimate μ and σ^2 as the sample mean and variance of the model's probability predictions

Step 5. Insert \hat{p}_w , α' , β' , k , σ in equation (7) to derive the approximately unbiased estimates of the conditional probability of occurrence given the model's prediction

Finally, plot (on the probit scale) the above estimates against the probability predictions w . The closer the resemblance to a 45° line the better the model's predictions.

Copas' procedure for removing bias due to smoothing

The reason why it may be worthwhile to write a program incorporating this procedure is that it is quite useful to be able to select different levels of smoothing in the knowledge that the pictorial evidence that emerges from the 1st step in the table does not become less credible the higher the value of h . Once the appropriate h value is found, it is straightforward to observe how the model fares. One simply inspects how responsive the unbiased estimate provided by equation (7) – step 5 – is to the model's

probabilistic predictions w_i ; the closer the resulting graph is to a straight line the greater the capacity of the model to predict the occurrence of the binary event. This should be useful to those who wish cheaply to incorporate into their econometric package a graphic diagnostic tool. Lastly, note that the above procedure is quite robust and is capable of removing the bias from (3) even when the assumptions in (5) and (6) are not terribly defensible.

3. *An Application*

Two of the more interesting empirical micro-models of strikes, Farber (1978) and Siebert et al. (1985), aspire to explain industrial disputes as the result of marginalist optimising behaviour. Farber (1978) postulates that employers maximise an intertemporal objective function subject to the wage rise that they are prepared to grant their trade union and the length of strike duration that will result from their choice of the former. A corner solution on the wage rise and strike duration plane corresponds to a negotiation that *does not* result into a strike whereas an interior solution sparks a dispute. In this model the trade union mechanistically (and thus irrationally) provides the employers with their constraint on the same plane. Siebert et al. (1985), on the other hand, have the trade union maximise its own intertemporal objective function subject to the employer's mechanistic constraint. In other words, we have the mirror image of the story in Farber (1978).

The reason why these models are of interest here is that the authors use the same data – comprising eighty negotiations in the US between several large corporations and their trade unions – in order to estimate the probability of a strike for each observation (there were twenty strikes out of the eighty observations). Both models identify the probability of the strike with the probability of an interior solution to the maximisation problem. However, they are also quite different in that (a) one sees the employers as the rational maximisers whereas the other bestows that role upon the trade union, and (b) the two empirical specifications, although similar, are subtly different. Which of the two models predicts better?

Siebert et al. (1985) show that both models yield respectable *t*-ratios and that the number of significant parameters in both are roughly equal. By this they conclude that it may be impossible to discriminate between them. Figures 1 and 2 result from putting to use the procedure in the above table and vividly demonstrate its usefulness. Figure 1 makes it clear that Siebert

FIGURE 1.

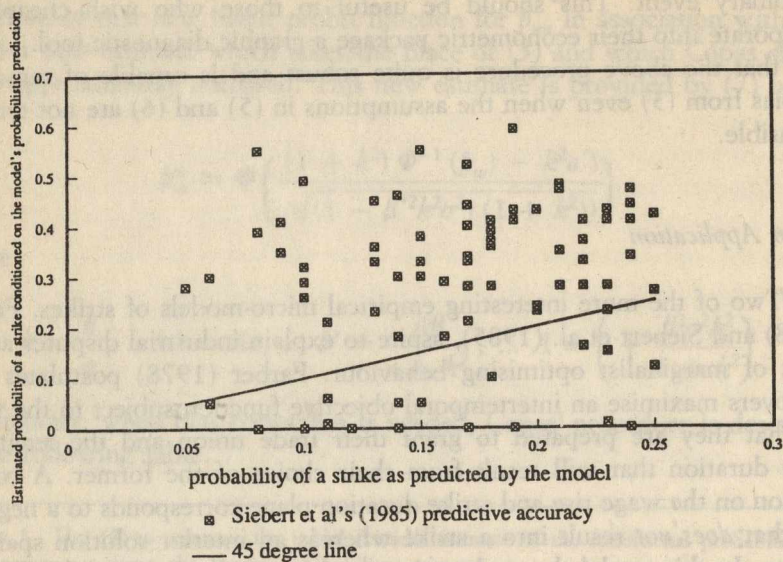
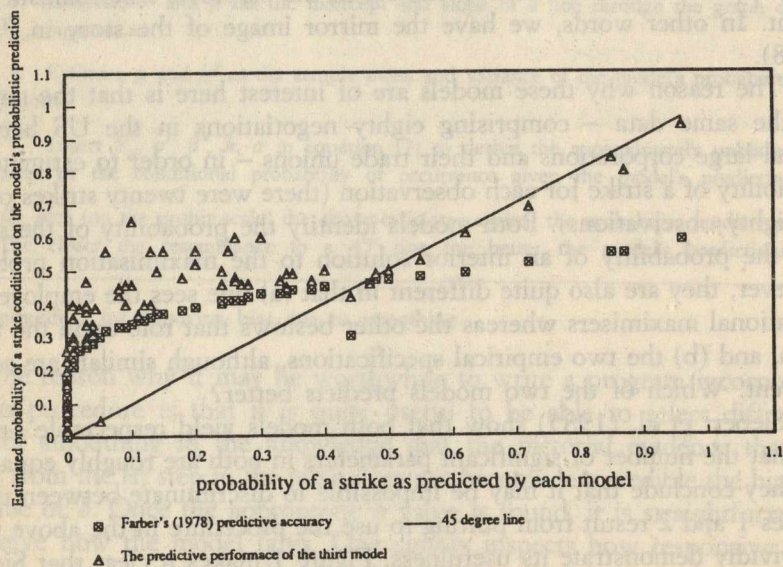


FIGURE 2.



et al.'s (1985) probability predictions are inferior to those of Farber (1978) whose performance is evaluated by the relevant graph in Figure 2. Whereas in Figure 2 we have a graph for Farber's model which, however imperfectly, tends to trace the 45 degree line for the whole range of probability predictions, Figure 1 is far less impressive. Thus, we see that the above procedure can throw valuable light on the relative performance of such models and complement other more 'expensive' methods based on constructed residuals for discrete choice models. In addition, it gives rise to the interesting possibility of actually *combining*, rather than choosing between, two models. In Figure 2 there is a second graph which represents the same pictorial assessment for the probability of a strike per observation as predicted by a third model (a variation of that in Siebert et al. 1985) – see chapter 6, p. 108 in Varoufakis (1987). Comparing its graph with the Farber curve, it is clear that Farber's model accounted for the occurrence of strikes with greater accuracy when its predicted probability was below 0.4. However, the third model seems to predict better when reporting a strike probability exceeding 0.45. As the two sets of competing probability predictions are highly correlated, they allow us to choose which model to use for which negotiation. For example, when the Farber specification predicts a strike with probability 0.2, whereas the third model suggests a more modest 0.1, perhaps we should believe the former. By contrast, when Farber's specification predicts a dispute with probability 0.8, whereas the third model yields a 0.6 probability prediction, then we may do better if we opt for the latter.

In summary, Copas' method (a) offers us a useful (and computationally inexpensive) pictorial diagnostic tool to add to those developed in recent years and (b) helps us identify situations where use of a combination of models may be more efficient than exclusive reliance on a particular model.

REFERENCES

- CHESHER A. and IRISH M., "Residual Analysis in the Grouped and Censored Normal Linear Model", *Journal of Econometrics*, 1987, 34, 33-61.
- COPAS J., "Plotting p Against x ", *Journal of the Royal Statistical Society (Series C)*, 1983, 32, 25-31.
- DUNN R., LONGLEY P. and WRINGLEY N., "Graphical Procedures for Identifying Functional Form in Binary Discrete Choice Models", *Regional Science and Urban Economics*, 1987, 17, 151-71.
- FARBER H., "Bargaining Theory, Wage Outcomes and the Occurrence of Strikes: An Econometric Analysis", *American Economic Review*, 1978, 68, 263-71.

- GOURIEROUX C., MONFORT A., RENAULT E. and TROGNON A., "Generalised Residual", *Journal of Econometrics*, 1987, 34, 5-32.
- LANDWEHR J., PREGIBON D. and SHOEMAKER A., "Graphical Methods for Assessing Logistic Regression Models", *Journal of American Statistical Association*, 1984, 79, 61-71.
- SIEBERT W., BERTRAND P. and ADDISON J., "The Political Model of Strikes: A New Twist", *Southern Economic Journal*, 1985, 23-33.
- VAROUFAKIS Y., *Optimisation and Strikes*, PhD Thesis, University of Essex, 1987.

VALUTAZIONE DELLE PREVISIONI DI PROBABILITÀ - Applicazione del metodo diagrammatico di Copas nel confronto di due modelli di sciopero

L'assenza di veri e propri residui rende difficile giudicare obiettivamente modelli il cui scopo è la previsione della probabilità del verificarsi di un evento binario. Questo articolo utilizza delle regressioni binarie per fornire un equivalente non distorto dei residui che può essere usato con modelli di scelta discreti. Viene qui illustrato l'uso dello strumento diagrammatico proposto, utile non soltanto per discriminare fra modelli ma anche per costruire un modello composito, con un esempio di due modelli microeconomici che prevedono il verificarsi di scioperi in negoziazioni industriali specifiche.

THE NONSUBSTITUTION THEOREM WITH JOINT PRODUCTION

by
TAPEN SINHA * and DIPANKAR DASGUPTA *

1. Introduction

One of the most striking results of fixed coefficient technology is the nonsubstitution theorem. The theorem shows that under certain conditions there is a *unique* set of techniques of production which will be used regardless of the structure of demand. Consequently, it is unnecessary to have any information about consumer demand in order to calculate the equilibrium prices. Some authors have claimed that the result no longer holds if joint production is allowed (see, for example, Johansen, 1972; Koopmans, 1953; Otani, 1974).

We state and prove the theorem and give examples where all the assumptions are satisfied and joint production is also present.

2. The Model

In the economy, there is a set of m industries which produce n (≥ 2) goods. There is a single non-producible factor of production (which we call *labor*). Each industry is completely specified by a set of (input-output) coefficients. Industry i is described by

$$(a_{i1}, \dots, a_{in}, b_{i, n+1}) \quad i = 1, \dots, m$$

where a_{ij} = the *net* amount of good j produced at the unit level of operation of industry i .

We assume constant returns to scale (and no externality) for every

* School of Business, Bond University, Gold Coast, Qld. (Australia).

industry. So we can *normalize* industry i by setting $b_{in=1} = 1$ for $i = 1, \dots, m$.

Notations: By A we will denote the $m \times n$ matrix whose ij th element is a_{ij} . The i th row of A will be denoted by a_i .

Let x be a (row) vector in R^m . Then $x \gg 0$ will mean $x_i > 0$ for $i = 1, \dots, m$, and $x = (x_1, \dots, x_m)$, and $x \geq 0$ will mean $x_i \geq 0$ for $i = 1, \dots, m$.

Let $R_+^m = \{x : x \geq 0\}$. Define $\partial(S)$ to be the *boundary* of the set $S \subseteq R^n$; let S^c denote the *complement* of the set S in R^n .

If A is an $n \times n$ matrix and its inverse exists, we denote the inverse by A^{-1} .

Assumptions:

(A1) For all $x \in R_+^m$, $xA \geq 0$ implies that $\{i : x_i > 0\}$ has at least n elements.

Remark: (A1) means that to produce all goods in the economy at least n industries are needed. However, (A1) is compatible with joint production (for $n \geq 3$) as the following example shows:

Example: $a_1 = (1, 1, -1)$ $a_2 = (1, -1, 1)$ $a_3 = (-1, 1, 1)$. Any two of the above cannot produce all the three goods but the three together can.

(A2) There exist indices i_1, \dots, i_k such that $\sum_{i=1}^k x_{i_t} a_{i_t} \gg 0$, $k \geq n$; where $x_{i_t} > 0$ for $t = 1, \dots, k$. (A2) means that there exists a set of n industries which can realize a strictly positive net output vector.

3. Preliminaries

Consider a set of n rows from A . Denote them by $\{a_1, \dots, a_n\}$ without any loss of generality.

Let $D = \{d \in R^n : d \gg 0; \text{ there exists } x \text{ in } R_+^n \text{ such that } x \gg 0 \text{ and } \sum_{i=1}^n x_i a_i = d\}$

Lemma 1: Let (A1) hold. Let $D \neq \emptyset$ for a set of industries $1, \dots, n$ as defined above. Then $\{a_1, \dots, a_n\}$ is a set of linearly independent vectors in R^n .

Proof: Suppose not. Consider the following Linear Programming problem: minimize $\sum_{i=1}^n x_i$ subject to $\sum_{i=1}^n x_i a_i = d$; where $x_i \geq 0$ for $i = 1, \dots, n$ and where $d \in D$. Since $D \neq \emptyset$, the solution space is nonempty and the solutions are bounded below by 0 vector. Let S denote the set of solutions to the above problem. Then S is a nonempty compact subset of R^n . So, by Weirstrass's Theorem, such a minimum exists. By supposition, we can find a subset $\{a_{j_1}, \dots, a_{j_t}\}$ with $t < n$ of $\{a_1, \dots, a_n\}$ such that it is a basis of the non-negative solution of $\sum_{i=1}^n x_i a_i = d$ (follows from a well known Theorem in Linear Programming, see Gale, 1960, Theorem 2.11).

Let the solution be denoted by $\{x_{j_1}^*, \dots, x_{j_t}^*\}$, $t < n$. Define $x_i^* = 0$ for $i \in \{1, \dots, n\} \setminus \{j_1, \dots, j_t\}$. Then $\sum_{i=1}^n x_i^* a_i = d$ with $d \gg 0$. But clearly $x_i^* \not\geq 0$ for every $i = 1, \dots, n$. This contradicts (A1) Q.E.D.

Lemma 2: Assume (A1) holds. If $D \neq \emptyset$ then D is an open subset of R_+^n (in the usual topology).

Proof: Suppose not. Then there exists $d^* \in D$ such that every open set containing d^* contains a point of D^c . Hence there exists a sequence $\{d^q\}$ with $d^q \in D^c$ for every $q \geq 1$ and $d^q \rightarrow d^*$. Without loss of generality we can truncate $\{d^q\}$ suitably to get $d^q \gg 0$ for every $q \geq 1$. By lemma 1, there exists a *unique* (row) vector $x^q = (x_1^q, \dots, x_n^q)$ such that $d^q = \sum_{i=1}^n x_i^q a_i$ for every $q \geq 1$ (since $\{a_1, \dots, a_n\}$ are linearly independent).

By assumption, for every $q \geq 1$, $d^q \notin D$ and $d^q \gg 0$. So for a fixed q there does *not* exist $x^q \downarrow 0$ such that $d^q = \sum_{i=1}^n x_i^q a_i$. Hence there exists $x_i^q \leq 0$ for some i in $\{1, \dots, n\}$ (for fixed q). Thus, there exists i_0 such that $x_{i_0}^q \leq 0$ for infinitely many q 's. So, there is a subsequence $\{q_m\}$ of the sequence $\{q\}$ satisfying:

$$x_{i_0}^{q_m} \leq 0 \text{ for all } m \geq 1 \quad (3.1)$$

On the other hand, $d \in D$. Thus there exists $x^0 \gg 0$ such that $d^0 = \sum_{i=1}^n x_i^0 a_i$ and $x_{i_0}^0 > 0$ where $x^0 = (x_1^0, \dots, x_n^0)$. But this contradicts (3.1) Q.E.D.

Lemma 3: Assume (A1) holds and $D \neq \emptyset$. If $d \geq 0$ and $d = \sum_{i=1}^n x_i a_i$ where $x_i \geq 0$, then $d \in \bar{D}$ (where \bar{D} is the closure of D in the usual topology).

Proof: Suppose $d \notin D$. Let $d_0 \in D$. Define: $d_e = e d + (1 - e) d_0$ for $0 \leq e \leq 1$. Since \bar{D} is closed, there exists $e \in (0, 1)$ such that $d_e \notin D$. Let $e^* = \sup \{e : d_e \in \bar{D}\}$. Since $d \notin \bar{D}$, it follows that $e^* < 1$. Moreover $d_e^* \in \bar{D}$. But, by definition, $d_e^* \in \partial(\bar{D})$. Clearly, $e^* < 1$ implies that $d_e^* \gg 0$. Let $d_0 = \sum_{i=1}^n x_i^0 a_i$ where $x_i^0 > 0$ for all $i = 1, \dots, n$. Then,

$$\begin{aligned} d_e^* &= e^* d + (1 - e^*) d_0 = e^* \sum_{i=1}^n x_i a_i + (1 - e^*) \sum_{i=1}^n x_i^0 a_i \\ &= \sum_{i=1}^n \{e^* x_i + (1 - e^*) x_i^0\} a_i = \sum_{i=1}^n y_i a_i \end{aligned}$$

where

$$y_i = e^* x_i + (1 - e^*) x_i^0$$

Since $e^* < 1$ and $x_i \geq 0$ for $i = 1, \dots, n$, it follows that $y_i > 0$ for $i = 1, \dots, n$. Thus $d_e^* \in D$. But then by lemma 2, there exists an open set Z containing d_e^* with $Z \subseteq D$. This contradicts the fact that $d_e^* \in \partial(\bar{D})$. Hence $d \in \bar{D}$. Q.E.D.

Corollary: Let $\{\bar{a}_1, \dots, \bar{a}_n\}$ be n rows of A such that $\sum_{i=1}^n x_i \bar{a}_i \gg 0$ for some $x = (x_1, \dots, x_n) \gg 0$. Then the matrix $\bar{A} = \{\bar{a}_1, \dots, \bar{a}_n\}$ is invertible and $(\bar{A})^{-1} \geq 0$.

Proof: In Lemma 3, set $e_1 = (1, 0, \dots, 0)$; $e_2 = (0, 1, 0, \dots, 0) \dots$ $e_n = (0, 0, \dots, 0, 1)$. Then there exists $x_1, \dots, x_n \geq 0$ such that $x_1 \bar{A} = e_1, \dots, x_n \bar{A} = e_n$. Thus, $\bar{D} = R_+^n$. Hence $(\bar{A})^{-1}$ exists. Since $(\bar{A})^{-1} e_i = x_i \geq 0$ it follows that $(\bar{A})^{-1} \geq 0$.

4. The Nonsubstitution Theorem

By the convention adopted earlier, when a set of activities $\{a_1, \dots, a_k\}$ are operated at the levels $\{x_1, \dots, x_k\}$ the total labor requirement for this

operation is $\sum_{i=1}^k x_i$. We have to show that there exist n rows of A which are capable of realizing *any* non-negative vector of outputs by involving the "least use" of labor.

Theorem 1: Assume that (A1) and (A2) hold. Then there exist n linearly independent rows of A , $\{a_1, \dots, a_n\}$ such that for all $c \geq 0$, there exists $x = (x_1, \dots, x_n)$ with $\sum_{i=1}^n x_i a_i = c$. Moreover, if there exists a set $\{s_1, \dots, s_k\}$ such that $(x_{s_1}, \dots, x_{s_k}) \geq 0$ and $\sum_{j=1}^k x_{s_j} a_{s_j} = c \geq 0$ then $\sum_{j=1}^k x_{s_j} \geq \sum_{i=1}^n x_i$.

Proof: Let $c = (c_1, \dots, c_n) \gg 0$. Consider the following Linear Programming problem:

$$(P) \text{ minimize } \sum_{i=1}^m x_i^0 \text{ subject to } \sum_{i=1}^m x_i^0 a_i = c$$

By (A2), (P) has a feasible solution. Let $\{a_1, \dots, a_k\}$ be the optimal basis. Then $k \leq n$. But, by (A1), $k > n - 1$. Therefore $k = n$. We shall show that this set satisfies all the properties asserted in the statement of the theorem.

We first show that $\{a_1, \dots, a_n\}$ minimizes the cost of producing e_k where 1 at the k th place and 0 elsewhere for $k = 1, \dots, n$. By lemma 3, there are (unique) vectors $x^k = (x_1^k, \dots, x_n^k) \geq 0$ $k = 1, \dots, n$ such that

$$\sum_{i=1}^n x_i^k a_i = c_k e_k \quad k = 1, \dots, n \quad (4.1)$$

Therefore
$$\sum_{k=1}^n \sum_{i=1}^n x_i^k a_i = \sum_{k=1}^n c_k e_k$$

so
$$\sum_{i=1}^n \tilde{x}_i a_i = c$$

where
$$\tilde{x}_i = \sum_{k=1}^n x_i^k \geq 0$$

But since $\{a_1, \dots, a_n\}$ is an optimal basis, $(\tilde{x}_1, \dots, \tilde{x}_n)$ is a unique, cost minimizing vector.

Suppose now $\{a_1, \dots, a_n\}$ does not minimize the labor cost for at least one k . Without loss of generality, suppose the k satisfying the condition of the preceding sentence is n . Then, there is a set of vectors $\{\bar{a}_1, \dots, \bar{a}_{k_n}\}$ of rows of A with $k_n \leq m$ and numbers $\{\bar{x}_1^n, \dots, \bar{x}_{k_n}^n\}$ such that

$$\sum_{t=1}^{k_n} \bar{x}_t^n \bar{a}_t \geq c_n e_n \quad (4.2)$$

and

$$\sum_{t=1}^{k_n} \bar{x}_t^n < \sum_{t=1}^n x_t^n \quad (4.3)$$

By combining (4.1) and (4.2) we get

$$\sum_{t=1}^{k_n} \bar{x}_t^n \bar{a}_t + \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{t=1}^n x_t^k a_t \geq c_n e_n + \sum_{k=1}^{n-1} c_k e_k = c$$

and from (4.3) we get

$$\sum_{t=1}^{k_n} \bar{x}_t^n + \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{t=1}^n x_t^j < \sum_{t=1}^n x_t^n + \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{t=1}^n x_t^j = \sum_{t=1}^n \bar{x}_t$$

But this contradicts the fact that $\{\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n\}$ is an optimal solution of (P), since there is another feasible vector which entails a lower labor cost. This proves the theorem. Q.E.D.

Remark: The method of proof of Theorem 1 is due to Chunder (1974). However, he dealt with the no-joint-production case.

Theorem 2: In the above formulation there exists a unique $p \gg 0$ associated with $\{a_1, \dots, a_n\}$ and it is invariant with respect to changes in the composition of the final demand vector.

Proof: Let p_i be the price per unit of net product i associated with the set of activities $\{a_1, \dots, a_n\}$ when the rate of profit is zero and the exogenously specified price per unit of labor is unity. Then by definition it follows that $\bar{A}p = e$ where \bar{A} is the matrix formed by $\{a_1, \dots, a_n\}$, p is a column vector in R^n ; and e is the (column) vector in R^n with 1 in every row. By corollary to Lemma 3, $(\bar{A})^{-1} \geq 0$. Hence $p = (\bar{A})^{-1} e \geq 0$. Suppose $p_1 = 0$. Then $x^1 \bar{A} = c_1 e_1$ where $x^1 = (x_1^1, \dots, x_n^1)$ is as defined in (4.1). Note that $x^1 \neq 0$ but $x^1 \bar{A}p = c_1 e_1 = c_1 p_1 = 0$. $\bar{A}p = e$ and $x^1 \neq 0$. So, $0 = c_1 p_1 = x^1 \bar{A}p \neq 0$ a contradiction! Hence $p \gg 0$. Q.E.D.

Remark: In the example given in section 2, if we take p to be the

column vector with unity in every row and $\bar{A} = \{a_1, a_2, a_3\}$ then all the assumptions hold. Thus the discussion of Theorem 2 is not vacuous.

REFERENCES

- CHUNDER P., "A Simple Proof of the Nonsubstitution Theorem", *Quarterly Journal of Economics*, 1974, 88, 698-701.
- GALE D., "The Theory of Linear Economic Models", New York: MacGraw Hill, 1960.
- JOHANSEN L., "Simple and General Nonsubstitution Theorems for Input-Output Models", *Journal of Economic Theory*, 1972, 5, 383-94.
- KOOPMANS T., "Input Output Relations", Leiden, 1953.
- OTANI Y., "Production Possibility Sets", *Econometrica*, 1974, 43, 667-82.

IL TEOREMA DI NON SOSTITUZIONE CON PRODUZIONE CONGIUNTA

È noto che nella tecnologia di Leontief senza produzione congiunta il teorema di non sostituzione è valido. Alcuni autori hanno affermato che non lo è se si introduce la produzione congiunta. Qui viene dimostrato il teorema di non sostituzione sotto condizioni che ammettono certi tipi di produzione congiunta.

Two issues call for special attention being tests of the relation between GDP and government are initiated. The first is concerned with whether nominal or real values should be used in such tests. Gould (1980, p. 40) favors nominal values because they reflect the everyday problems which budget administration faces in the finance of current expenditures and the impact it has on interest rates, investment, growth, monetary expansion and inflation; for Lewis-Beck and Ruse (1985, p. 6) nominal

THE IMPORTANCE OF TRANSFERS IN CANADA, 1926-1988: AN ANALYSIS WITHIN THE FRAMEWORK OF WAGNER'S LAW

by

PANAYIOTIS C. APXENTIOU *

1. *Introduction*

Perceiving government as a highly organic entity with preferences of its own but also responding to the manifold changes of a dynamic economy, Adolph Wagner (1883, 1893) hypothesized a relative expansion of the public sector during the process of industrialization. In the context of a grand philosophical vision, he presented the issues of government spending in a largely general manner rather than in precisely phrased terminology that corresponds to contemporary economic concepts. Owing to their lack of terminological precision, which often bordered on vagueness, Wagner's ideas were interpreted differently by various scholars and gave rise to different formulations of his hypothesis (Gandhi, 1971; Mann, 1980). These formulations, as variations on a major public finance theme, in no way detract from the central Wagnerian message that the major force behind the anticipated growth of government is the growth of the economy, or differently stated that causality runs from national income (*GDP*) growth to government growth.

Two issues call for special attention before tests of the relation between *GDP* and government are initiated. The first is concerned with whether nominal or real values should be used in such tests. Gould (1983, p. 40) favors nominal values because they reflect the everyday problems which budget administration faces in the finance of current expenditures and the impact it has on interest rates, investment, growth, monetary expansion and inflation; for Lewis-Beck and Rice (1985, p. 6) nominal

* Department of Economics, The University of Calgary, Calgary, Alberta (Canada).

values give a better indication of government scope and power vis-a-vis the national economy, whereas for Musgrave (1981, p. 86) nominal values are preferred because they exemplify the logical consequence of the assumption that public services are worth their cost. By contrast Buchanan and Flowers (1987, p. 63) advocate the use of real values because of the paramount need of distinguishing analytically real changes in the share of government in economic activity from price changes. The choice for real data in this paper is made in the belief that they truly represent Wagner's long run conceptual framework, and that they enable us to focus on the central theme of a hypothesized increasing claim of public sector on the real resources of a growing economy¹.

The second issue is whether the measurement of government size should include or exclude transfer payments. Opinions are again divided; for Bird (1970, p. 18) and Musgrave and Musgrave (1984, p. 134) the inclusion of transfers is unjustified because it unduly overstates government size, whereas for Buchanan and Flowers (1987, p. 63) their exclusion is arbitrary and based on an artificial distinction between productive and unproductive government expenditures. Even the spirit of Wagner when invoked in the hope of settling the dispute, does not prove helpful². On the one hand, Wagner specifically mentioned the expansion of welfare expenditures as an area of future government involvement (Tarchys, 1975), yet admittedly the significance of these expenditures in the overall scheme of Prussian government spending in Wagner's time was rather negligible. Therefore, it can be argued that the historically unprecedented growth of transfers after World War II is rather alien to Wagner's spirit³. On the other hand, an equally strong, if not stronger, case can be made that government in Wagner's philosophical system is a highly organic entity (see Bird, 1971) but it also responds readily to the various emerging socio-economic needs. In his system, a progressive government becomes a sensitive receptor of social signals, and an efficient harmonizer of the milieu in which it functions. It is therefore difficult to argue that, according to Wagner, government would have remained neutral toward the postwar call for more

¹ Naturally, problems of quality changes or the introduction of new products and services always remain and undermine to some extent the reliability of the adjusted data.

² RAM (1987) believes that in the true spirit of Wagner the public sector should be measured by exhaustive expenditures alone, but he went on to also test for the impact of government transfers which he found not to affect the outcome of his statistical results.

³ BECK (1979) found that in 13 developed countries the expansion of the public sector over the period 1950-1977 was entirely due to the growth of transfers. For most of these countries the income elasticity of collective consumption was found to be less than unity.

income equality that underlies practically all non-exhaustive expenditures, a call which is undeniably much easier to implement in times of economic growth, i.e. in times that resemble those described by Wagner himself. Notwithstanding the convincing power of the above conflicting arguments regarding transfers, the benefits derived from their examination are enough reason for covering them in the tests carried out in this paper.

Transfers are examined in aggregate, and in disaggregate form as transfers to persons and transfers to business. Their relation with *GDP* is examined separately as well as in combination with the categories of government exhaustive expenditure with which they share common characteristics. More specifically in testing for Wagner's law, the causal relationship is sought between the growth of *GDP* on one side and the separate growth of each of the following variables on the other: (1) government consumption expenditure (*GCE*), (2) government investment expenditure (*GIE*), (3) total government exhaustive expenditure (*GTE*), (4) government transfers to persons (*GTP*), (5) government transfers to business (*GTB*), (6) government total transfers (*GTT*), (7) government consumption plus transfers to persons ($GCE + GTP$) – combined owing to the consumption nature of the latter, (8) government investment plus transfers to business ($GIE + GTB$) – combined owing to the investment nature of the latter, and (9) government exhaustive and non-exhaustive outlays ($GTE + GTT$). All data are taken from CANSIM database published by Statistics Canada and relate to the period 1926-1988. Government expenditures refer to spending by all levels of Canadian government, i.e. federal provincial, and local⁴. Due to the expansion of transfers in the postwar years, tests were also carried out for the period 1947-1988. Clearly the scope of this paper is much wider than that of Afxentiou and Serletis (1991), which was exclusively restricted to Canadian exhaustive expenditures over the years 1947-1986. Not only the time coverage is extended, but the inclusion of transfers allows a more comprehensive analysis of the issues at hand, especially during a period when equality of income distribution was proclaimed as one of the primary goals of government policy.

The rest of the paper is outlined as follows: In the next section the statistical properties of the series are briefly examined in order to determine the appropriate form in which the tests will be carried out. In the third section the rationale of Granger causality is given along with the statistical results. The last section is devoted to the conclusions of the paper.

⁴ Since all three levels of government are covered, transfers from one level of government to another do not appear in the tests because they represent offsetting accounting transactions.

2. Univariate Tests for Unit Roots

These tests are designed to determine the order of integration (the number of unit roots) of the individual time series cited in the previous section. In this process the time series are adjusted to conform with the requirements imposed by the different versions of Wagner's Law, such that all variables are in absolute and per capita terms, and as ratios of *GDP*. Tests of the null hypothesis of a unit root are based on estimates (by OLS) of the following augmented Dickey-Fuller type of regression

$$(1) \quad y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

where y is the logarithm of the series⁵.

To deal with the unknown order of autoregression, k , the Said-Dickey (1984) method is adopted according to which the unit root test is valid asymptotically if k is increased with sample size T at a controlled rate ($T^{1/3}$). For the sample size herein used, this translates into $k = 4$.

Based on the critical values tabulated by Fuller (1976), it is seen from the results shown in Tables 1-3 that the null hypothesis that $\hat{\alpha} = 1$ cannot be rejected, except perhaps for *GTP* and *GTT*. Thus it is concluded that the variables are integrated of order one (i.e. they have a stochastic trend).

3. Granger Causality Tests

A suitable statistical setting for testing Wagner's Law is provided by Granger causality (see Granger, 1969). Given Wagner's premises, it is hypothesized that *GDP* or *GDP/N* (represented by Y) causes government spending in its various forms (represented by X) with respect to a given information set that includes the relevant variables (i.e. X and Y), if government spending is better predicted by adding the past *GNP* or *GNP/N* time series to the past government's spending series than by using the past government spending series alone⁶. A specification which encompasses the above rationale [with $I(O)$ variables] is given by

⁵ For an elaboration of this test see FULLER (1976).

⁶ The appropriateness of this framework as modeled by (2) for testing causality is exemplified by Wagner's law in which *GDP* growth determines the growth of government expenditure, and by the fact that government budgeting follows an incremental pattern, whereby this year's budget is chiefly determined by the budgets of previous years (see SHARKANSKY, 1967).

TABLE 1

DICKEY-FULLER TESTS FOR AUTOREGRESSIVE UNIT ROOTS

$$Y_t = \mu + \hat{\beta}_t + \hat{\alpha} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\alpha}_i \Delta Y_{t-i} + \hat{\epsilon}_t$$

Series	μ	$t(\mu)$	$\hat{\beta}$	$t(\hat{\beta})$	$\hat{\alpha}$	$t(\hat{\alpha})$	$S(\hat{\epsilon})$
log (GDP)	3.138	3.937	0.014	3.919	0.691	-3.911 *	0.034
log (GCE)	1.829	2.754	0.008	2.444	0.792	-2.690	0.132
log (GIE)	0.916	2.595	0.009	2.652	0.850	-2.603	0.146
log (GTE)	2.028	2.803	0.009	2.546	0.771	-2.752	0.129
log (GTP)	0.833	4.656	0.037	4.048	0.496	-4.200 **	0.134
log (GTB)	-0.154	-0.855	0.027	2.569	0.683	-2.962	0.415
log (GTT)	0.914	4.821	0.037	4.113	0.501	-4.301 **	0.109
log (GCE + GTP)	1.825	2.751	0.008	2.442	0.792	-2.694	0.131
log (GIE + GTB)	0.918	2.599	0.009	2.657	0.850	-2.604	0.144
log (GTE + GTT)	2.026	2.804	0.009	2.549	0.772	-1.781	0.128

Notes: $t(\hat{\alpha})$ is significant at the ** 1%, * 5% and + 10% level. Under the null hypothesis that $\hat{\alpha} = 1$, the 1%, 5% and 10% critical values of $t(\hat{\alpha})$ are -4.15, -3.80 and -3.18 for 50 observations - see FULLER (1976, Table 8.5.2).

TABLE 2

DICKEY-FULLER TESTS FOR AUTOREGRESSIVE UNIT ROOTS

$$Y_t = \mu + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\epsilon}_i \Delta Y_{t-i} + \hat{\epsilon}_t$$

Series	$\hat{\mu}$	$t(\hat{\mu})$	$\hat{\beta}$	$t(\hat{\beta})$	$\hat{\alpha}$	$t(\hat{\alpha})$	$S(\hat{\epsilon})$
log (GDP/N)	0.304	3.802	0.007	3.682	0.717	-3.670 *	0.036
log (GCE/N)	-0.053	-1.005	0.004	2.071	0.813	-2.597	0.133
log (GIE/N)	-0.512	-2.670	0.007	2.726	0.829	-2.714	0.144
log (GTE/N)	-0.043	-0.885	0.005	2.248	0.792	-2.666	0.130
log (GTP/N)	-3.964	-4.365	0.030	4.288	0.466	-4.487 **	0.132
log (GTB/N)	-2.853	-2.707	0.020	2.390	0.702	-2.893	0.417
log (GTT/N)	-3.047	-3.898	0.024	3.816	0.577	-4.067 **	0.111
log [(GCE + GTP)/N]	-0.053	-1.002	0.004	2.072	0.813	-2.597	0.133
log [(GIE + GTB)/N]	-0.513	-2.676	0.007	2.737	0.829	-2.709	0.142
log [(GTE + GTT)/N]	-0.043	-0.884	0.005	2.250	0.792	-2.670	0.129

Notes: $t(\hat{\alpha})$ is significant at the ** 1%, * 5% and + 10% level. Under the null hypothesis that $\hat{\alpha} = 1$, the 1%, 5% and 10% critical values of $t(\hat{\alpha})$ are -4.15, -3.80 and -3.18 for 50 observations - see FULLER (1976, Table 8.5.2).

TABLE 3

DICKEY-FULLER TESTS FOR AUTOREGRESSIVE UNIT ROOTS

$$Y_t = \mu + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\epsilon}_i \Delta Y_{t-i} + \hat{\epsilon}_t$$

Series	μ	$t(\mu)$	$\hat{\beta}$	$t(\hat{\beta})$	$\hat{\alpha}$	$t(\hat{\alpha})$	$S(\hat{\alpha})$
log (GCE/GDP)	-0.294	-2.451	-0.000	-0.999	0.788	-2.787	0.121
log (GIE/GDP)	-0.633	-2.672	0.002	1.704	0.847	-2.628	0.143
log (GTE/GDP)	-0.306	-2.545	-0.000	-0.821	0.765	-2.834	0.115
log (GTP/GDP)	-4.612	-5.013	0.015	4.517	0.456	-5.132 **	0.140
log (GTB/GDP)	-3.451	-2.893	0.012	2.093	0.675	-3.066	0.409
log (GTT/GDP)	-4.776	-5.376	0.016	4.886	0.426	-5.519 **	0.116
log [(GCE + GTP)/GDP]	-0.293	-2.449	-0.000	-0.983	0.788	-2.778	0.120
log [(GIE + GTB)/GDP]	-0.633	-2.672	0.002	1.723	0.847	-2.624	0.142
log [(GTE + GTT)/GDP]	-0.306	-2.544	-0.000	-0.798	0.765	-2.834	0.115

Notes: $t(\hat{\alpha})$ is significant at the ** 1%, * 5% and + 10% level. Under the null hypothesis that $\hat{\alpha} = 1$, the 1%, 5% and 10% critical values of $t(\hat{\alpha})$ are -4.15, -3.80 and -3.18 for 50 observations - see FULLER (1976, Table 8.5.2).

TABLE 4

NON-REJECTION OF NULL HYPOTHESIS OF NO CAUSALITY AT THE 5% LEVEL
OF SIGNIFICANCE WITH EQUAL FIXED LAGS FOR VARIABLES
COVERED IN DIFFERENT VERSIONS OF WAGNER'S LAW *

Period	Version of Wagner's Law	Effect	Cause	Fixed Lags
1926-1988	Peacock-Wiseman	$\Delta \log (GTP)$	$\Delta \log (GDP)$	2
		$\Delta \log (GTB)$	$\Delta \log (GDP)$	1,2,3,4
1926-1988	Goffman	$\Delta \log (GTP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	2
		$\Delta \log (GTB)$	$\Delta \log (GDP/N)$	1,2,3,4
1947-1988		$\Delta \log (GTP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	2
1926-1988	Musgrave	$\Delta \log (GTB/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	1,3
1947-1988		$\Delta \log (GTP/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	2,3
		$\Delta \log (GTT/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	2
1926-1988	Gupta and Michas	$\Delta \log (GTP/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	2
		$\Delta \log (GTB/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	1,2,3,4
1947-1988		$\Delta \log (GTP/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	2
1926-1988	Mann	$\Delta \log (GTB/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	1
1947-1988	(modified Peacock- Wiseman)	$\Delta \log (GTP/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	2
		$\Delta \log (GTT/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	2

* It is significant to note that no causal relation was found between the growth of GDP and exhaustive expenditure in either aggregate or disaggregate form.

$$(2) \quad \Delta \log X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta \log X_{t-i} + \sum_{j=1}^s \beta_j \Delta \log Y_{t-j} + u_t$$

with parameters, α_0 , α_i and β_j . In this model, if $\beta_j = 0$ for all $j = 1, \dots, s$, then $\Delta \log Y_t$ does not Granger-cause $\Delta \log X_t$. To determine the causal relationships between the variables under examination standard F -tests may be carried out provided the disturbance term, u_t , is white noise. This requirement is satisfied here since the variables are used in terms of their growth rates in view of the fact that the variables were found in the previous section to be integrated of order 1.

What must be determined in fitting model (2) are the lag lengths. According to one approach r and s are arbitrarily chosen in advance to have the same value and their lengths often set to be 1, 2, 3 and 4. Because such arbitrary lag specification tends to produce misleading results ⁷, researchers

⁷ It is known that because of misspecification of the order of the autoregressive process if either r or s (or both) is too large, the estimates will be unbiased but inefficient, whereas if

have shifted their preference toward another, more reliable, approach by means of which the data used determine the "optimum" lag structure. In particular, the optimal r and s in model (2) were determined for the purpose of this paper using the Schwarz's criterion (SC), see Schwarz (1978). This criterion is defined as

$$SC(r, s) = T(\log SSR/T) + (r + s + 1) \log T$$

where T is the number of observations and SSR is the sum of squared residuals.

To save space, only the tables which display results that are statistically significant or important for comparative purposes are presented. It is clear from the tables that these results, which relate to both exhaustive and transfer outlays and to their main subcategories, were obtained by subjecting the different versions of Wagner's law to causality tests. In terms of exhaustive expenditures these versions are given below with the name of the principal advocate attached next to each version.

- | | | | |
|-----|----------------------|-----|--|
| (a) | $GTE = f(GDP)$ | ... | Peacock-Wiseman (1961) |
| (b) | $GCE = f(GDP)$ | ... | Pryor (1968) |
| (c) | $GTE = f(GDP/N)$ | ... | Goffman (1968) |
| (d) | $GTE/GDP = f(GDP/N)$ | ... | Musgrave (1969) |
| (e) | $GTE/N = f(GDP/N)$ | ... | Gupta (1967) and Michas (1975) |
| (f) | $GTE/GDP = f(GDP)$ | ... | Mann's (1980) modified Peacock-Wiseman version |

The picture that emerges from these tables is one of very limited causality. Within this limited causality two striking results are visible: first, causality is mainly restricted to government transfers to business, and second, always the period for which the null hypothesis of no causality is rejected is that of 1926-1988; that is, no causality whatsoever in any of the tested versions was established for the postwar years. More specifically, causality for transfers to business was found to be statistically significant at the 5 percent level in four out of six versions, namely in the Peacock-Wiseman, Goffman, Gupta-Michas, and Mann (modified Peacock-Wiseman) ver-

either r or s (or both) is too small, the estimates will be biased but will have a smaller variance. Despite its pitfalls, this approach is widely employed in empirical research. The results obtained by using 1, 2, 3 and 4 lags are shown in Table 4 for those cases where the null of no causality could not be rejected at the 5% level of significance; these results should be interpreted as very rough indicators of causal relations, and not as valid proofs of causality. The tables with all the statistical results are available from the author.

sions. For larger classes of government expenditures, causality was not rejected at the 6 percent level in two out of six versions, namely in the Musgrave and Mann versions for total exhaustive spending and for the sum of total exhaustive spending and total transfers. Because total transfers were not by themselves found to be statistically significant but only when combined with total exhaustive expenditures, it appears that it is the weight of the statistical significance of total exhaustive spending that really carried total transfers into significance in these two versions.

So what one observes is an absence of causality from the growth of the various forms of *GDP* dictated by the different Wagner versions to the growth of total transfers. This finding contradicts certain opinions, primarily conservative, that are often critical of the welfare orientation of government spending; notwithstanding the possible abuses of the welfare system and the concomitant waste of resources, it can be reasonably claimed that this absence of causality indicates that by and large transfers have not been at the expense of the health of the Canadian economy⁸. As to how much significance should be attached to the limited causality from *GDP* growth in its various Wagnerian forms to the growth of business transfers, the answer must be sought in the facts that (i) business transfers constitute a small part of total government spending, (ii) they were not statistically significant in the postwar years, (iii) by inference their significance over the 1926-1988 period should be attributed to developments in the prewar years when they were of even less consequence in the overall scheme of government expenditures. These facts obviously suggest that the importance that can reasonably be attached to the causality of transfers to business cannot be more than minor.

4. *Conclusions*

Transfers are manifestations of public concern for the needy and crucial stepping stones in building and keeping societies together. Their size and growth over time depend not only on the strength of humanistic values entertained by society but also on the ability of the economy to sustain them without, in the process, damaging its growth potential. Compared to the other forces envisaged by Wagner to contribute to the long run relative increase of the public sector, the forces leading to the expansion of welfare expenditure are likely to be much more closely linked to the growth of

⁸ This statement is strengthened by the absence of reverse causality from the growth of transfers to *GDP* growth, not reported in this paper.

national income. Historically total transfers in Canada were less than 1 percent of *GDP* before 1945, they were 4 percent of *GDP* in 1971, and grew more or less smoothly thereafter reaching 19.2 percent of *GDP* in 1988. No causality between *GDP* growth and total transfers growth was validated during the periods tested. But the null hypothesis of no causality was rejected for *GDP* growth and the growth of transfers to business for 1926-1988, but not for 1947-1988. These transfers which were negligible in 1926 managed to grow to about 0.3 of one percent of *GDP* during the last years of WW II, then declined until in the 1960s they reached again the war levels and then slowly climbed in the 1980s to 3.5 percent of *GDP*. What seems to have contributed to their causal relationship to *GDP* growth was their rise during the 1943-46 years when their *GDP* ratio was very small. Apparently then, their relation in *GDP* growth was more an accident of statistical movements rather than a true causal relation from which meaningful economic conclusions can be derived.

Exhaustive expenditure moved through time in ways that were hardly different from those of transfers, except for their much larger magnitudes. From 1926 to 1939 their *GDP* ratio fluctuated between 16 and 19 percent; then their ratio jumped to about 50 percent during WW II, but in the latter part of the 1940s it declined to about 20 percent of *GDP*, and since then it reached a postwar peak of 25 percent in 1970 and gradually declined since then until 1988 when it stood at 20 percent of *GDP*. The trend of total exhaustive expenditure is thus parallel to that of transfers to business, with the null hypothesis of no causality between *GDP* growth and the growth of total exhaustive expenditure rejected for 1926-1988, but not rejected for 1947-1988. Again the likely culprit for causality is the surge of military spending during WW II, an event that must be considered historically as unrepeatable, and which by definition does not fall under the true perspective of evolutionary changes envisaged by Wagner to mold the behavior of government under normal peaceful conditions of industrial growth.

Overall, the conclusion of this paper is that *GDP* growth in its various forms does not Granger-cause the growth of government spending, exhaustive or non-exhaustive, in either aggregate or disaggregate terms, according to Wagner's predictions. This may not be so surprising for exhaustive expenditures which were almost 20 percent of *GDP* in the 1930s and ended up, after the WW II bulge, at approximately the same level in 1988. Maybe the lack of causality is more unexpected in the case of transfers, especially in the postwar period when the levelling spirit had its heyday. Important as this conclusion certainly is, it also points at a much more serious deficiency, namely the existence of a vacuum in the theory of government growth.

Whether this vacuum can be filled, and how fast it is likely to be filled, will eventually be decided by the ingenuity of economic theorists. This, however, is a matter of speculation, not an issue of science.

TABLE 5

GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON THE PEACOCK-WISEMAN AND
PRYOR FORMULATIONS - TIME PERIOD 1926-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GCE)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GIE)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTB)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 7.636 * [.007]
$\Delta \log (GTT)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GCE + GTP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GIE + GTB)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTE + GTT)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL

Notes: i) Numbers in parentheses indicate the optimal lag order of the bivariate autoregressive processes. ii) NL = no lag chosen. iii) p -values of the F -ratios are in parentheses. iv) * indicates significance at the 5% level. v) The degrees of freedom of the F distribution under the null are (1,58), (2,55), (3,52) and (4,49) for the 1, 2, 3 and 4 lag cases, respectively.

TABLE 6

GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON GOFFMAN'S (1968) FORMULATION -
TIME PERIOD 1926-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GCE)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GIE)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTB)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 8.324 * [.005]
$\Delta \log (GTT)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GCE + GTP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GIE + GTB)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTE + GTT)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL

Notes: see Notes of Table 5.

TABLE 7
GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON MUSGRAVE'S (1969) FORMULATION -
TIME PERIOD 1926-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 3.833 [.055]
$\Delta \log (GCE/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GIE/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTP/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTB/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 2.517 [.118]
$\Delta \log (GTT/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GCE + GTP)/GDP]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GIE + GTB)/GDP]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GTE + GTT)/GDP]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 3.834 [.055]

Notes: i) Numbers in parentheses indicate the optimal lag order of the bivariate processes. ii) NL = no lag chosen. iii) p -values of the F -ratios are in parentheses. iv) * indicates significance at the 5% level. v) The degrees of freedom of the F distribution under the null are (1,58), (2,55), (3,52) and (4,49) for the 1, 2, 3 and 4 lag cases, respectively.

TABLE 8
GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON MUSGRAVE'S (1969) FORMULATIONS -
TIME PERIOD 1947-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.728 [.382]
$\Delta \log (GCE/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.765 [.387]
$\Delta \log (GIE/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 2.126 [.153]
$\Delta \log (GTP/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.016 [.900]
$\Delta \log (GTB/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.634 [.430]
$\Delta \log (GTT/GDP)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.243 [.624]
$\Delta \log [(GCE + GTP)/GDP]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.765 [.387]
$\Delta \log [(GIE + GTB)/GDP]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 2.092 [.156]
$\Delta \log [(GTE + GTT)/GDP]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.779 [.382]

Note: i) Numbers in parentheses indicate the optimal lag order of the bivariate processes. ii) NL = no lag chosen. iii) p -values of the F -ratios are in parentheses. iv) * indicates significance at the 5% level. v) The degrees of freedom of the F distribution under the null are (1,38), (2,35), (3,32) and (4,29) for the 1, 2, 3 and 4 lag cases, respectively.

TABLE 9

GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON GUPTA'S (1967)
AND MICHAS'S (1975) FORMULATIONS - TIME PERIOD 1926-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL]
$\Delta \log (GCE/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GIE/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTP/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTB/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 8.346 * [.005]
$\Delta \log (GTT/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GCE + GTP)/N]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GIE + GTB)/N]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GTE + GTT)/N]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 0) NL

Notes: i) Numbers in parentheses indicate the optimal lag order of the bivariate processes. ii) NL = no lag chosen. iii) p -values of the F -ratios are in parentheses. iv) * indicates significance at the 5% level. v) The degrees of freedom of the F distribution under the null are (1,58), (2,55), (3,52) and (4,49) for the 1, 2, 3 and 4 lag cases, respectively.

TABLE 10

GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON GUPTA'S (1967)
AND MICHAS'S (1975) FORMULATIONS - TIME PERIOD 1947-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.270 [.606]
$\Delta \log (GCE/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.114 [.737]
$\Delta \log (GIE/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.961 [.333]
$\Delta \log (GTP/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.105 [.747]
$\Delta \log (GTB/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.507 [.480]
$\Delta \log (GTT/N)$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.001 [.974]
$\Delta \log [(GCE + GTP)/N]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.114 [.737]
$\Delta \log [(GIE + GTB)/N]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.952 [.335]
$\Delta \log [(GTE + GTT)/N]$	$\Delta \log (GDP/N)$	(1, 1) 0.268 [.607]

Notes: i) Numbers in parentheses indicate the optimal lag order of the bivariate processes. ii) NL = no lag chosen. iii) p -values of the F -ratios are in parentheses. iv) * indicates significance at the 5% level. v) The degrees of freedom of the F distribution under the null are (1,38), (2,35), (3,32) and (4,29) for the 1, 2, 3 and 4 lag cases, respectively.

TABLE 11

GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON MANN'S (1980) "MODIFIED" VERSION
OF THE PEACOCK-WISEMAN FORMULATIONS - TIME PERIOD 1926-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 3.937 [.051]
$\Delta \log (GCE/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GIE/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTP/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log (GTB/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 4.208 * [.044]
$\Delta \log (GTT/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GCE + GTP)/GDP]$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GIE + GTB)/GDP]$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 0) NL
$\Delta \log [(GTE + GTT)/GDP]$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 3.937 [.051]

Notes: i) Numbers in parentheses indicate the optimal lag order of the bivariate processes. ii) NL = no lag chosen. iii) p -values of the F -ratios are in parentheses. iv) * indicates significance at the 5% level. v) The degrees of freedom of the F distribution under the null are (1,58), (2,55), (3,52) and (4,49) for the 1, 2, 3 and 4 lag cases, respectively.

TABLE 12

GRANGER CAUSALITY TESTS BASED ON MANN'S (1980) "MODIFIED" VERSION
OF THE PEACOCK-WISEMAN FORMULATIONS - TIME PERIOD 1947-1988

Variable		F-ratio
Effect	Cause	SC lags
$\Delta \log (GTE/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 0.731 [.397]
$\Delta \log (GCE/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 0.550 [.462]
$\Delta \log (GIE/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 2.943 [.094]
$\Delta \log (GTP/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 0.009 [.924]
$\Delta \log (GTB/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 0.405 [.528]
$\Delta \log (GTT/GDP)$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 0.204 [.654]
$\Delta \log [(GCE + GTP)/GDP]$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 0.549 [.463]
$\Delta \log [(GIE + GTB)/GDP]$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 2.912 [.096]
$\Delta \log [(GTE + GTT)/GDP]$	$\Delta \log (GDP)$	(1, 1) 0.726 [.399]

Notes: i) Numbers in parentheses indicate the optimal lag order of the bivariate processes. ii) NL = no lag chosen. iii) p -values of the F -ratios are in parentheses. iv) * indicates significance at the 5% level. v) The degrees of freedom of the F distribution under the null are (1,38), (2,35), (3,32) and (4,29) for the 1, 2, 3 and 4 lag cases, respectively.

REFERENCES

- AFXENTIOU P.C. and SERLETIS A., "A Time Series Analysis of the Relationship Between Government Expenditure and GDP in Canada", *Public Finance Quarterly*, No. 3, 1991, 19 316-33.
- BECK Morris, "Public Sector Growth: A Real Perspective", *Public Finance/Finances Publiques*, No. 3, 1979, 34, 313-55.
- BIRD Richard M., *The Growth of Government Spending in Canada*, Toronto: Canadian Tax Foundation, 1970.
- , "Wagner's 'Law' of Expanding State Activity", *Public Finance/Finances Publiques*, No. 1, 1971, 26, 1-26.
- BUCHANAN J.M. and FLOWERS M.R., *The Public Finances: An Introductory Textbook*, 6th edition, Homewood: Irwin, 1987.
- FULLER Wayne A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley and Sons, 1976.
- GANDHI Ved P., "Wagner's 'Law' of Public Expenditure: Do Recent Cross Section Studies Confirm It?", *Public Finance/Finances Publiques*, No. 1, 1971, 26, 44-55.
- GOFFMAN I.J., "On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note", *Public Finance/Finances Publiques*, No. 3, 1968, 23, 359-64.
- GOULD F., "The Development of Public Expenditures in Western, Industrialized Countries: A Comparative Analysis", *Public Finance/Finances Publiques*, No. 1, 1983, 38, 38-69.
- GRANGER C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 1969, 37, 424-38.
- GUPTA S.P., "Public Expenditure and Economic Growth: A Time-Series Analysis", *Public Finance/Finances Publiques*, No. 4, 1967, 22, 423-66.
- LEWIS-BECK M.S. and RICE T.W., "Government Growth in the United States", *Journal of Politics*, 1985, 47, 2-30.
- MANN Arthur J., "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976", *National Tax Journal*, No. 2, 1980, 33, 189-201.
- MICHAS Nicholas A., "Wagner's Law of Public Expenditures. What is the Appropriate Measurement for a Valid Test?", *Public Finance/Finances Publiques*, No. 1, 1975, 30, 77-84.
- MUSGRAVE R.A., *Fiscal Systems*, New Haven: Yale University Press, 1969.
- , "Leviathan Cometh - Or Does He?", in H. Ladd and N. Tideman, eds., *Tax Expenditure Limits*, Washington, D.C.: Urbana Institute, 1981, 77-120.
- and MUSGRAVE P.B., *Public Finance in Theory and Practice*, New York: McGraw-Hill, 1984.
- PEACOCK A.T. and WISEMAN, J., *The Growth of Government Expenditure in the United Kingdom*, Princeton: Princeton University Press, 1961.

- PRYOR Frederic L., *Public Expenditures in Communist and Capitalist Nations*, London: George Allen and Unwin, 1968.
- RAM Rati, "Wagner's Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from 'Real' Data for 115 Countries", *Review of Economics and Statistics*, No. 2, 1987, 69, 194-204.
- SAID S.E. and DICKEY D.A., "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 1984, 71, 599-607.
- SCHWARZ G., "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, 1978, 6, 461-64.
- SHARKANSKY I., "Some More Thoughts About the Determinants of State and Local Expenditures", *National Tax Journal*, No. 2, 1967, 20, 171-79.
- TARCHYS Daniel, "The Growth of Public Expenditures: Nine Models of Explanation", *Scandinavian Political Studies*, 1975, 10, 9-31.
- WAGNER Adolph, *Finanzwissenschaft*, Leipzig: C.F. Winter, 1883.
- , *Grundlagen der Politischen Ökonomie*, 3rd edition, Leipzig: C.F. Winter, 1893.

L'IMPORTANZA DEI TRASFERIMENTI IN CANADA, 1926-1988: UN'ANALISI ENTRO LO SCHEMA DELLA LEGGE DI WAGNER

In questo articolo viene esaminata la relazione tra la crescita del PIL e la crescita della spesa pubblica comprensiva o no dei trasferimenti in forma aggregata e disaggregata secondo le differenti versioni della legge di Wagner. I test di causalità hanno rivelato che in quattro delle sei versioni la crescita del PIL era correlata alla crescita dei trasferimenti alle imprese, e in due delle sei versioni alla crescita della spesa totale al netto dei trasferimenti e alla sua combinazione con i trasferimenti totali per il periodo 1926-1988.

Non si è invece stabilita nessuna causalità per tutte le relazioni degli anni 1947-1988 che sono stati di rapida crescita della spesa pubblica complessiva.

in Section IV.

II. The Theoretical Framework

The open economy under investigation is operating under fixed ex-

* Sun-Yat-sen Institute for Social Science and Philosophy, Academia Sinica and Chinese Institute of Industrial Economics, National Central University, Taiwan.

** Department of Economics, Golden Gate University, Taiwan.

Alternatively, Liu and Chao (1987) find that the Salop-Barro model may not be valid if the Canada (1976) specification, according to which the consumption and investment functions are positively related to the interest rate, is adopted.

A NOTE ON CURRENCY DEVALUATION: THE IMPLICATION OF THE INTERTEMPORAL SUBSTITUTION EFFECT

by

CHING-CHONG LAI * and WEN-YA CHANG **

I. Introduction

It has long been asserted in the traditional literature (e.g. Meade, 1951; Tsiang, 1961; and Takayama, 1969) that currency devaluation has an expansionary effect on domestic output. Recently, many economists cast serious doubts on this belief from alternative theoretical viewpoints. Among the authors, Salop (1974) and Purvis (1979) claim that, if nominal wages adjust freely to clear the labor market, a devaluation of the domestic currency will definitely *depress* domestic output¹. This note attempts to show that the Salop-Purvis assertion may be invalid if the intertemporal substitution effect of the labor supply, pioneered by such authors as Lucas and Rapping (1969) and Barro (1976, 1987), is introduced.

The remainder of the paper proceeds as follows. In Section II, we will set out the theoretical framework that incorporates the intertemporal substitution effect on labor efforts. Section III investigates the effect of currency devaluation on domestic output. Finally, the main findings are summarized in Section IV.

II. The Theoretical Framework

The open economy under investigation is operating under fixed ex-

* Sun Yat-Sen Institute for Social Sciences and Philosophy, Academia Sinica and Graduate Institute of Industrial Economics, National Central University, Taiwan.

** Department of Economics, Fu-Jen Catholic University, Taiwan.

¹ Alternatively, LAI and CHANG (1987) find that the Salop-Purvis result may not be valid if the CEBULA (1976) specification, according to which the consumption and investment functions are positively related to the interest rate, is adopted.

change rates and is assumed to be small in the sense that it cannot affect the foreign price level and interest rate. Domestic production is limited to a single final commodity, part of which is consumed domestically and part of which is exported. Domestic consumers have access to both domestic goods and imported goods. These goods are viewed by domestic residents as imperfect substitutes. Moreover, for analytical convenience expectations of exchange rate and price level are assumed to be static. The amended Salop-Purvis model consists of the following equations:

$$y = C(y, i) + I(i) + G + B(y, q), \quad (1)$$

$$L(y, i) = M/p, \quad (2)$$

$$B(y, q) + K(i) = F, \quad (3)$$

$$y = S(q, i), \quad (4)$$

where y = domestic output; C = consumption expenditure; I = investment expenditure; G = government expenditure; i = interest rate; B = balance of trade; L = real money demand; M = nominal money supply; p = price of domestic output; K = net capital inflow; e = exchange rate defined to be the price of foreign exchange in terms of domestic currency; p^* = foreign currency price of imports; $q = ep^*/p$ = terms of trade; F = balance of payments; S = aggregate supply function. Using subscripts with the relevant variables to indicate partial derivatives, as customary, we impose the following restrictions on the behavior function: $1 > C_y > 0$, $C_i < 0$, $I_i < 0$, $B_y < 0$, $L_y > 0$, $L_i < 0$, $K_i > 0$, and $B_q > 0$, assuming that the Marshall-Lerner condition is satisfied.

Equations (1) and (2) describe the economy's *IS* and *LM* curves, respectively. We assume that any balance-of-payments surplus or deficit will not feed into the nominal money supply because of complete sterilization. Equation (3) specifies that the overall balance of payments is the sum of the current and capital accounts.

Aggregate supply function is described by equation (4). The function is similar to those developed by Salop (1974), Purvis (1979), Bruce and Purvis (1985) and Lai and Chang (1989), except that the intertemporal substitution effect on labor efforts emphasized by Lucas and Rapping (1969) and Barro (1976, 1987), is incorporated. It can be derived as follows.

In the short run, total domestic output is a function of the quantity of labor employed, n :

$$y = y(n), \quad (5)$$

where $y_n > 0$, $y_{nn} < 0$. Demand for labor can be derived from equation (5) by setting marginal revenue product of labor equal to the nominal wages, w :

$$py_n = w.$$

The demand for labor, n^d , is therefore a decreasing function of the real wages in terms of the domestic price:

$$n^d = f(w/p), \quad (6)$$

where $f_1 = df/d(w/p) = 1/y_{nn} < 0$.

On the other hand, we assume that the supply of labor, n^s , is an increasing function of the real wages in terms of the *general price*, g , since labor consumes both domestic good and imported good. In addition, following Lucas and Rapping (1969) and Barro (1976, 1987), we assume that the labor supply will increase in response to a rise in interest rate, due to the fact that the increased interest rate reflects the higher leisure cost, and hence motivates labor to raise current labor supply. Therefore, the labor supply function can be summarized as

$$n^s = h(w/g, i), \quad (7)$$

where $g = aep^* + (1 - a)p$ = general price level, a = the fraction of expenditure spent on imports, and $b_1 = \partial h/\partial(w/g) > 0$, $b_2 = \partial h/\partial i > 0$.

The condition for clearing the labor market is

$$n^d = n^s = n. \quad (8)$$

From (5)-(8) we have an explicit aggregate supply function:

$$y = S(q, i), \quad (9)$$

where $S_q = ah_1f_1wy_n/(b_1 - f_1) < 0$, $S_i = f_1y_nb_2/(f_1 - b_1) > 0$. Without loss of generality, it is assumed that initially $p = p^* = e = 1$ throughout this paper.

Before ending the discussion of the framework, it should be addressed that, the salient feature of the model is the intertemporal-substitution effect on consumption and leisure, which identifies that an increase in the interest rate will raise current output supply and lower current consumption ($S_i > 0$ and $C_i < 0$).

III. The Effect of Currency Devaluation

Under fixed exchange rates, e is given, equations (1)-(4) can be solved to determine y , i , p and F . Totally differentiating (1)-(4) and using the Cramer's rule, we have

$$\partial y / \partial e = M [S_q (C_i + I_i) - B_q S_i] / D \quad (10)$$

where $D = -(1 - C_y - B_y)(L_i S_q + M S_i) + (C_i + I_i)M + B_q L_i + L_y [S_i B_q - S_q (C_i + I_i)] < 0$ is required owing to the stability condition proposed by Shaller (1983).

It follows from (10) that

$$\partial y / \partial e \geq 0 \text{ as } S_i B_q \geq S_q (C_i + I_i). \quad (11)$$

As is evident in equation (11), in the absence of the intertemporal substitution effect on labor supply, a devaluation of domestic currency will definitely depress domestic output. This is exactly the point made by Salop (1974) and Purvis (1979). On the other hand, if the intertemporal substitution effect is incorporated and is overpowering, currency devaluation will contribute to an *expansionary* impact on domestic output.

The dissimilar conclusion between this note and the Salop-Purvis paper can be understood by using the aggregate supply function. A devaluation of domestic currency will stimulate both terms of trade, q , and interest rate, i . If the intertemporal substitution effect on labor supply is ignored, the increased terms of trade effect will certainly be associated with the decreased output since only the terms-of-trade effect on labor supply is operating. In contrast, if the intertemporal substitution effect on labor efforts is introduced, the increased interest rate will lead to a rise in domestic output. When the interest rate effect exceeds the terms-of-trade effect, currency devaluation will contribute to an expansionary impact on domestic output, even if nominal wages adjust freely to clear the labor market.

IV. Concluding Remarks

This paper reexamines the validity of the Salop-Purvis assertion, i.e., a currency devaluation will definitely result in a fall in domestic output if nominal wages adjust freely. The key feature of the model is to introduce the intertemporal substitution effect on work efforts, which is developed by Lucas and Rapping (1969) and Barro (1976, 1987). It is found that the

Salop-Purvis assertion may be modified, or at least accepted with considerable caution, if the intertemporal substitution effect on work efforts is taken into account.

REFERENCES

- BARRO R.J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 1976, 2, 1-32.
- , *Macroeconomics*, 2nd ed., New York: John Wiley & Sons, 1987.
- BRUCE N. and PURVIS D.D., "The Specification and Influence of Goods and Factor Markets in an Open-Economy Macroeconomic Model", in R. Jones and P. Kenen, eds., *Handbook of International Economics*, Vol. II, Amsterdam: North-Holland, 1985.
- CEBULA R., "A Brief Note on Economic Policy Effectiveness", *Southern Economic Journal*, 1976, 43, 1174-76.
- LAI C.C. and CHANG W.Y., "Currency Devaluation with Flexible Wages: An Application of the Cebula Model", *Journal of Macroeconomics*, 1987, 9, 625-35.
- and —, "Income Taxes, Supply-Side Effects, and Currency Devaluation", *Journal of Macroeconomics*, 1989, 11, 281-95.
- LUCAS R.E. Jr., and RAPPING L.A., "Real Wages, Employment, and Inflation", *Journal of Political Economy*, 1969, 77, 721-54.
- MEADE J.E., *The Balance of Payments*, Oxford-London: Oxford University Press, 1951.
- PURVIS D.D., "Wage Responsiveness and the Insulation Properties of a Flexible Exchange Rate", in A. Lindbeck, ed., *Inflation and Employment in Open Economies*, Amsterdam: North-Holland, 1979.
- SALOP J., "Devaluation and the Balance of Trade under Flexible Wages", in G. Horwich, and P.A. Samuelson, eds., *Trade, Stability, and Macroeconomics*, New York: Academic Press, 1974.
- SHALLER D.A., "Working Capital Finance Considerations in National Income Theory", *American Economic Review*, 1983, 73, 156-65.
- TAKAYAMA A., "The Effect of Fiscal and Monetary Policies under Flexible and Fixed Exchange Rates", *Canadian Journal of Economics*, 1969, 2, 190-209.
- TSIANG S.C., "The Role of Money in Trade-Balance Stability: Synthesis of the Elasticity and Absorption Approaches", *American Economic Review*, 1961, 51, 912-36.

NOTA SULLA SVALUTAZIONE DELLA MONETA: L'IMPLICAZIONE DELL'EFFETTO SOSTITUZIONE INTERTEMPORALE

Nella letteratura tradizionale si è affermato per lungo tempo (per esempio:

Meade, 1951; Tsiang, 1961 e Takayama, 1969) che la svalutazione della moneta ha un effetto espansionistico sulla produzione nazionale. Recentemente molti economisti hanno avanzato seri dubbi su questa affermazione partendo da punti di vista teoricamente diversi. Fra di essi, Salop (1974) e Purvis (1979) affermano che se i salari nominali si adeguano liberamente al mercato del lavoro, la svalutazione della moneta nazionale certamente *deprime* la produzione.

Questa nota cerca di dimostrare che l'affermazione di Salop-Purvis può non essere valida se si introduce l'effetto sostituzione intertemporale dell'offerta di lavoro, sostenuto da autori come Lucas e Rapping (1969) e Barro (1976, 1987).

RELAZIONI DI BILANCIO



ALLEANZA ASSICURAZIONI

SOCIETÀ PER AZIONI CON SEDE E DIREZIONE GENERALE IN MILANO - VIALE LUIGI STURZO, 37

BILANCIO 1991

ENTRATE

(miliardi di lire)

Premi ed accessori	1.348,5
Premi ceduti in riassicurazione	- 705,6
Redditi ordinari e profitti da alienazione	845,0
Saldo prelievi - accantonamenti	- 69,8
Altri proventi	8,8
TOTALE	1.426,9

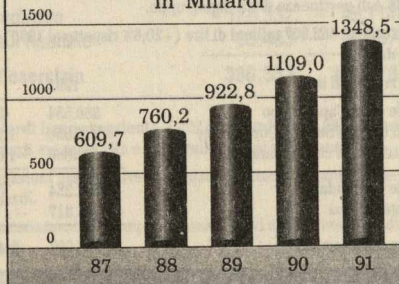
USCITE

Sinistri, scadenze, riscatti	146,7*
Incrementi riserve tecniche	511,9*
Redditi verso riassicuratori	293,4
Costi di produzione ed amministrazione	135,7*
Minusvalenze da titoli	31,8
Altri oneri	19,1
Imposte e tasse	130,7
Utile dell'esercizio	157,6
TOTALE	1.426,9

* al netto quote cedute ai riassicuratori

ANDAMENTO DEI PREMI

in Miliardi



□ I premi sono ammontati a 1.348,5 miliardi (1.109 miliardi nel 1990), con un incremento pari al 21,6%. Sono stati ceduti in riassicurazione 705,6 miliardi, pari al 53,2%.

□ La produzione netta in capitali è stata di 6.291 miliardi (4.321), con un aumento del 45,6%, mentre i premi annui di nuova produzione sono ammontati a 358,7 miliardi (281), con un incremento del 27,6%.

□ I redditi e profitti da alienazione hanno raggiunto 845 miliardi (609,9), con un incremento del 38,6%: sono stati destinati per il 35% al servizio riassicurazione, per il 25% alle riserve tecniche e per il 40% a favore del conto economico. Rendimento medio: 11% (10,9% nel 1990); Fondo S. Giorgio: 13,35%, retrocessione 80%.

□ Gli investimenti ammontano a 6.753,5 miliardi (5.244,7 nel 1990), ripartiti come segue: obbligazioni 58,2%, immobili 25,4%, partecipazioni 5,7%, depositi bancari 6,8%, mutui e prestiti 3%, altri 0,9%. È stata effettuata la rivalutazione obbligatoria degli immobili per 536,5 miliardi.

□ I sinistri, le scadenze e i riscatti sono stati di 304,1 miliardi, di cui 146,7 a carico della Società e 157,4 a carico dei riassicuratori.

□ L'utile è stato di L. 157,6 miliardi (+ 20,14%). È stato deciso un dividendo di L. 125 sulle azioni ordinarie e di L. 150 sulle azioni di risparmio n.c., pagabili dal 16 luglio; la Riserva Patrimoniale è stata rafforzata di 71 miliardi, raggiungendo 254,6 miliardi. L'utile per azione (ordinarie e di risparmio n.c.) è di L. 304 ed il rapporto dividendo/utile è del 42,5%.

□ E' stata deliberata la fusione per incorporazione della società immobiliare controllata Editaro s.r.l. ed è stato approvato il nuovo testo dello Statuto Sociale.

□ Cariche Sociali: Pres. d'onore L. Lenti, Pres. Amm. Del. A. Desiata, Vice Pres. E. Randone. Amministratori: E. Braggiotti, M. Casella, O. Castellino, G. Chiodi, A. Cicoletti, G. Colella, E. Coppola di Canzano, E. Dusi, P. Iona, D. Lamperti, F. Padoa, R. Varaldo, A. Wormser. Collegio Sindacale: Pres. R. Trebbi; membri effettivi: P.A. Campi, G. Spizzico; membri supplenti: R. Collautti, G. Terrin.



ALLEANZA ASSICURAZIONI

assicura e semplifica la vita

SINTESI DELL'

GENERALI

L'ASSICURATORE

L'attività del Gruppo. Il Gruppo Generali prosegue l'opera di rafforzamento nei vari territori d'operazione. In particolare in Italia le Generali hanno concorso, con una quota maggioritaria, alla costituzione di AssiBa, compagnia vita che utilizzerà, per la propria attività, gli sportelli della Banca Commerciale Italiana e reti di promotori finanziari. In Austria e Germania, in base agli accordi intercorsi con il Gruppo RAS, è stato definito il riassetto delle rispettive presenze che ha comportato, a fronte di cessioni di quote azionarie in compagnie locali, l'acquisizione del controllo della Interunfall Versicherung AG di Vienna, della Interunfall Allgemeine

Versicherung-AG di Amburgo e della Münchener Lebensversicherung AG di Monaco.

In Belgio, Grecia, Svizzera, Ungheria, Argentina e Messico sono state attuate altre operazioni di potenziamento attraverso l'acquisizione di partecipazioni di maggioranza o la fondazione di nuove compagnie.

In Spagna è stata siglata un'intesa con il Banco Central Hispanoamericano che ha portato alla costituzione della Società Central Hispano-Generali Holding de Entidades de Seguros, nella quale confluiscono 6 compagnie di assicurazione, con un giro d'affari di 200 miliardi di pesetas.

I DATI DEL BILANCIO CONSOLIDATO 1991

ATTIVO (in milioni di lire)	1991	1990
Immobili e aziende agricole	8.113.217	5.688.975
Titoli a reddito fisso	27.809.341	20.392.331
Azioni e partecipazioni	7.034.877	5.971.921
Prestiti	2.993.449	2.465.830
Depositi di riassicurazione	628.211	586.373
Depositi bancari	2.574.587	2.185.347
Debitori diversi e altri attivi	5.585.774	4.729.810

Totale attivo 54.739.456 42.020.587

PASSIVO (in milioni di lire)

Accantonamenti per impegni assicurativi	40.094.003	32.620.971
Depositi di riassicurazione	680.649	350.297
Altri passivi	3.865.925	2.829.322
Quote di terzi	1.707.029	1.001.239
Patrimonio netto	7.827.943	4.750.980
Utile dell'esercizio	563.907	467.778

Totale passivo 54.739.456 42.020.587

■ Per prestazioni assicurative sono stati effettuati pagamenti per 7.831,7 miliardi.

■ Gli accantonamenti per impegni assicurativi sono aumentati di 5.471 miliardi.

■ I costi di produzione e di amministrazione hanno inciso per 4.048,4 miliardi (+12%).

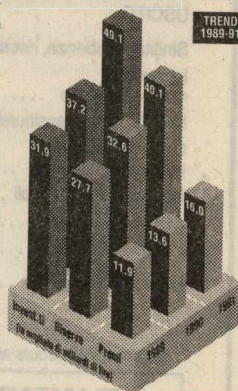
■ I redditi degli investimenti sono risultati di 3.745,5 miliardi (+25,2%).

■ Il totale degli investimenti è di 49.153,7 miliardi a fronte dei quali vi sono accantonamenti per impegni assicurativi per 40.094 miliardi.

■ Il patrimonio netto complessivo risulta di 9.426,7 miliardi, di cui l'83% è di pertinenza della Capogruppo.

■ L'utile di 563.907 milioni di lire (+20,6% rispetto al 1990) scaturisce da:

(in milioni di lire)	1991	1990
Utile della Capogruppo	380.554	351.178
Utili di altre Società Consolidate	376.556	1.235.722
Rettifiche di consolidamento	- 84.886	-1.040.577
Utile consolidato	672.224	546.323
Quote di terzi	- 108.317	- 78.545
Utile dell'esercizio	563.907	467.778



■ Sono state consolidate 74 compagnie di assicurazione (incluse 7 società Europ Assistance) operanti in una quarantina di mercati, 21 finanziarie, 21 immobiliari e 3 agricole.

■ I premi lordi hanno raggiunto 16.005 miliardi (+17,1%) di cui 6.242,6 nel ramo vita e 9.762,4 nei rami danni.

Il Gruppo Generali, oltre che in Italia, opera in Argentina, Australia, Austria, Bahamas, Belgio, Brasile, Canada, Colombia, Danimarca, Ecuador, Emirati Arabi, Francia, Germania, Giappone, Gibilterra, Gran Bretagna, Grecia,

Guatemala, Guernsey, Hong Kong, Irlanda, Israele, Libano, Lussemburgo, Malta, Messico, Nigeria, Olanda, Panama, Perù, Portogallo, San Marino, Singapore, Spagna, Stati Uniti, Sud Africa, Svizzera, Turchia, Ungheria, Venezuela.

ESERCIZIO 1991

RALI

ZA FRONTIERE.

L'attività della Capogruppo. La Compagnia ha registrato nel corso del 1991 incrementi produttivi soddisfacenti nel ramo vita sia sul mercato italiano che su quelli esteri, con risultati tecnici ampiamente positivi; nei rami danni lo sviluppo del lavoro in ambito nazionale è risultato contenuto in conseguenza del particolare rigore assuntivo suggerito dall'attuale fase di deterioramento del mercato, mentre ha registrato una crescita di rilievo il lavoro estero. I risultati tecnici hanno manifestato un ulteriore peggioramento per il permanere in Italia degli effetti negativi della tariffa amministrata nella R.C. Auto e per l'accesa concor-

renzialità a tassi antitecnici che continua a caratterizzare il lavoro sui mercati internazionali.

Sul bilancio '91 hanno gravato in misura particolarmente pesante gli oneri fiscali, tra i quali l'INVIM straordinaria, interamente imputata al conto profitti e perdite dell'esercizio.

Il positivo andamento della gestione finanziaria e i consistenti utili di realizzo conseguiti dalla movimentazione dei titoli e da operazioni sul patrimonio immobiliare hanno compensato perdite tecniche e imposte e garantito un utile superiore a quello del precedente esercizio.

APPROVATO DAI SOCI IL BILANCIO 1991

(in milioni di lire)	1991	1990
Premi lordi	7.222.238	6.252.976
Premi ceduti	- 880.705	- 775.835
Premi netti	6.341.533	5.477.141
Redditi netti degli investimenti	1.600.834	1.414.702
Interessi tecnici gestione vita	- 963.233	- 727.143
Risultato della gestione tecnica	- 476.638	- 308.878
Proventi e oneri vari	- 11.223	34.807
Saldo della gestione ordinaria	149.740	413.488
Profitti da alienazione di titoli ed immobili	543.511	186.586
Minusvalenze da svalutazione di titoli	- 70.933	- 175.718
Saldo della gestione straordinaria	472.578	10.868
Imposte indirette	- 176.332	- 45.111
Imposte sul risultato	- 65.433	- 28.067
Utile dell'esercizio	380.553	351.178

■ I premi lordi hanno raggiunto 7.222,2 miliardi (+15,5%), di cui 2.890,2 miliardi nel ramo vita e 4.332 miliardi nei rami danni.

■ Per prestazioni assicurative sono stati effettuati pagamenti per 3.417,2 miliardi.

■ Gli accantonamenti per impegni assicurativi sono aumentati di 2.736 miliardi.

■ I costi di produzione e di amministrazione hanno inciso per 1.628,1 miliardi (+10%).

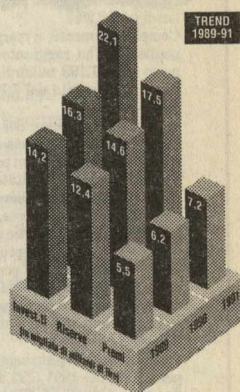
■ I redditi degli investimenti sono stati pari a 1.600,8 miliardi (+21,5% a termini omogenei).

■ Gli investimenti ammontano a 22.116,4 miliardi a fronte dei quali vi sono accantonamenti per impegni assicurativi di 15.496,8 miliardi. In applicazione della legge 30.12.91 n. 413 è stato rivalutato il patrimonio immobiliare per circa 800 miliardi che, al netto dell'imposta sostitutiva di 127,3 miliardi, sono confluiti nell'apposita riserva.

■ Il patrimonio netto raggiunge 6.238,3 miliardi con un incremento di 2.693,6 miliardi. L'eccedenza rispetto al fabbisogno minimo del margine di solvibilità è di 2.463 miliardi nel ramo vita e di 2.475,6 miliardi nei rami danni.

■ Il dividendo, in pagamento dal 16 luglio, è costituito da un'erogazione in contanti di lire 190 per azione - al lordo delle ritenute di legge - nonché da un'assegnazione di 1 azione di risparmio n.c. Alleanza Assicurazioni, godimento 1° gennaio 1992, per ogni gruppo di 75 azioni Generali possedute.

■ Presidente-Amministratore Delegato Eugenio Coppola di Canzano; Vicepresidenti Antoine Bernheim, Francesco Cingano, Carlo della Torre e Tasso; Amministratori Delegati Fabio Fegitz e Gianfranco Guty.



Compagnie del Gruppo Generali in Italia: AdriaVita, Agricoltura, Alleanza, Aurora, Friuli-Venezia Giulia "La Carnica", La Venezia, Navale, SIAD, Trieste e Venezia, Unione Mediterranea di Sicurtà, Europ Assistance.



L'ASSICURATORE SENZA FRONTIERE.

Assemblea dei Soci

L'Assemblea Ordinaria dei Soci della Banca Popolare di Milano, riunitasi il 25 aprile 1992 sotto la presidenza del prof. avv. Piero Schlesinger, ha approvato il bilancio dell'esercizio 1991, 126° dalla fondazione dell'Istituto, che si è chiuso con un utile netto di L. 141.097 milioni.

I risultati sottoposti all'approvazione dell'Assemblea hanno evidenziato, per quanto riguarda l'attività di intermediazione creditizia, il seguente andamento:

Raccolta da clientela	L. 14.113 miliardi	+ 10,4%
Raccolta fiduciaria	L. 24.399 miliardi	+ 7,5%
Totale mezzi amministrati	L. 42.177 miliardi	+ 5,4%
Impieghi a clientela	L. 13.348 miliardi	+ 13,9%
Totale crediti erogati	L. 20.195 miliardi	+ 10,5%

La positiva dinamica dell'attività creditizia si è riflessa sui relativi margini reddituali: in particolare il saldo della gestione capitali si è attestato a L. 850 miliardi (+ 4% rispetto al 1990) e più significativo è risultato l'incremento della gestione servizi, pari a L. 343 miliardi (+ 18,2%).

Complessivamente, il margine di intermediazione ha raggiunto quindi l'importo di L. 1.193 miliardi, facendo segnare una crescita del 7,7% rispetto al 1990.

La buona evoluzione dei ricavi sopra esaminata si è associata ad un incremento dei costi operativi pari all'11,1%, determinando un risultato di gestione di L. 405 miliardi, in lieve crescita rispetto all'anno precedente.

Gli elevati accantonamenti ai fondi rischi (oltre il 34% in più rispetto al 1990), effettuati anche per tener conto della maggiore rischiosità dell'attività creditizia nel suo complesso, hanno determinato una lieve diminuzione dell'utile netto (- 6,5%).

La politica di espansione territoriale perseguita nel 1991 (222 dipendenze a fine anno dislocate in 12 regioni) ha privilegiato la città di Milano e la sua provincia, ove sono state aperte 9 delle 14 dipendenze attivate lo scorso anno. I restanti sportelli, ad eccezione di una nuova dipendenza a Torino, sono stati ubicati in capoluoghi precedentemente non serviti dalla Bipiemme (Pescara, Ravenna, Vercelli, Vicenza).

Un particolare rilievo hanno assunto nel 1991 le problematiche inerenti alla struttura del Gruppo Bipiemme: in particolare, oltre all'ingresso nel settore delle società di intermediazione mobiliare avvenuto attraverso la Meda SIM Bipiemme e la Ser.f.i.m. SIMpa, un importante accordo è stato siglato con Mediobanca, in base al quale la controllata Bipiemme Leasing S.p.A. ha ceduto alla Selma S.p.A. (Gruppo Mediobanca) tutta la sua attività operativa diretta. Il Gruppo Bipiemme detiene ora una partecipazione pari al 38,35% nella Selma che, dal gennaio '92, ha assunto la denominazione di SelmaBipiemme Leasing S.p.A.

Particolare attenzione è stata posta dalla Banca al rafforzamento patrimoniale: nel 1991 è stata interamente sottoscritta la prima tranche dell'aumento di capitale sociale deliberato dall'Assemblea Straordinaria del 5.2.1991, con un introito di denaro fresco di L. 111 miliardi. Inoltre, in sede di redazione del bilancio 1991, è stata effettuata la rivalutazione delle proprietà immobiliari della Banca ai sensi della legge 413/91, ciò che ha consentito di evidenziare nel patrimonio sociale una specifica riserva di L. 251 miliardi.

Tenuto conto altresì degli accantonamenti netti alle riserve patrimoniali deliberati dall'Assemblea in sede di ripartizione dell'utile, il patrimonio sociale della Banca sale a L. 1.775 miliardi, importo al quale occorre aggiungere l'esito

della conversione dei "Warrants azioni Banca Popolare di Milano 1992" che ha apportato all'Istituto ulteriori mezzi patrimoniali freschi per L. 45,1 miliardi.

In sede di riparto degli utili, l'Assemblea ha approvato la proposta di distribuzione di un dividendo di L. 370 per azione che, tenuto conto dell'aumento del numero delle azioni con godimento 1.1.1991 (passate da circa 158 milioni a circa 198 milioni), determina un monte dividendi complessivo di L. 73.414 milioni, rispetto a L. 72.870 milioni del precedente esercizio.

Anche per il 1992 l'Assemblea ha inoltre autorizzato il Consiglio di Amministrazione, ai sensi dell'art. 2381 cod. civ., a delegare parte delle proprie attribuzioni a un membro del Consiglio stesso.

Il Consiglio di Amministrazione ha altresì comunicato all'Assemblea di aver preso atto della decisione del Sig. Aldo Cova - Direttore Generale della Banca - di anticipare il ricambio al vertice direzionale e di aver conseguentemente designato alla carica di Direttore Generale il Dr. Massimiliano Naef, assunto nel settembre scorso con la qualifica di Condirettore Generale.

A seguito del parziale rinnovo delle cariche sociali votato dall'Assemblea, il Consiglio di Amministrazione della Banca risulta così composto:

Presidente

Schlesinger prof. avv. Piero

Vice Presidente

Martelli prof. dott. Antonio

Onado prof. dott. Marco

Consiglieri

Arcadu avv. Giuseppe

Baglioni prof. dott. Guido

Bassi dott. Paolo

Beato dott. Francesco Paolo

Cerini dott. Elio

Corradini rag. Franco

Falsitta prof. dott. Gaspare

Fedegari rag. Angelo

Ghidini prof. avv. Gustavo

Laterza dott. Giovanni

Mauri prof. dott. Arnaldo

Provasoli prof. dott. Angelo

Ranci Ortigosa prof. dott. Pippo



Banca Popolare di Milano

S.i. "Sabatini" Informatizzata

Tutto calcolato

Decidere la migliore forma di finanziamento e stabilire le condizioni più vantaggiose per voi e per i vostri clienti, con S.i. "Sabatini" Informatizzata è ancora più facile. Perché è il prodotto informatico più completo per la gestione delle operazioni Sabatini.

Con una piccola installazione sul vostro PC, S.i. "Sabatini" Informatizzata vi permette di effettuare, in modo rapido e sicuro, qualsiasi tipo di calcolo finanziario e le simulazioni più sofisticate per l'impostazione delle operazioni. Con una flessibilità senza precedenti e quindi con una maggiore scelta. La sicurezza di S.i. "Sabatini" Informatizzata è data anche dal collegamento "on line" con Mediocredito Lombardo: questo permette di avere un costante aggiornamento dei dati e garantisce il pieno controllo sul corretto svolgimento e sullo stato avanzamento dell'operazione. Il modem e il software di telecomunicazione sono inclusi nel prezzo. Gli altri costi, molto contenuti.

S.i. "Sabatini" Informatizzata pensa proprio a tutto. Quando lavorerà con voi, chi potrà dirvi di no?

Per ulteriori informazioni, telefonate alla nostra sede di Milano: 02/88705200.

S.i.

"SABATINI" INFORMATIZZATA



MEDIOCREDITO LOMBARDO

SOLDI CHE LAVORANO

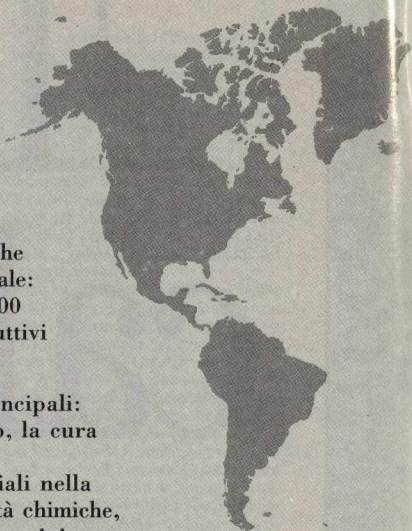
Società per Azioni - Sede legale: Milano, Via Broletto, 20
Capitale sociale L. 198.710.000.000 interamente versato - Riserve L. 493.476.213.071 - Registro società 322264 Tribunale di Milano

Montedison: un sistema

MONTEDISON è la holding industriale di Ferruzzi, uno dei più importanti gruppi mondiali con presenze di rilievo estese anche alla finanza, alle assicurazioni, alle telecomunicazioni e all'editoria, al trading e ai trasporti, all'ingegneria e alle costruzioni.

MONTEDISON, grazie alla sua ricerca, alle sue tecnologie e alle posizioni di leadership che detiene in molti settori innovativi, è oggi una tra le più dinamiche multinazionali impegnate su scala mondiale: un sistema industriale globale con 4.000 ricercatori e oltre 200 insediamenti produttivi industriali in trenta paesi.

MONTEDISON opera in quattro settori principali: la chimica ad alto contenuto tecnologico, la cura della salute, l'energia e l'agro-industria. È uno dei più importanti gruppi mondiali nella produzione di materie plastiche, specialità chimiche, materiali compositi e avanzati, con **Montecatini**,



LA STRUTTURA OPERATIVA DI MONTEDISON

MONTECATINI



HIMONT
MONTECATINI
TECNOLOGIE
MOPLEFAN
RETIFLEX

Materie plastiche (poliolefine), leghe polimeriche, downstream (film per imballaggi e fibre polipropileniche)

AUSIMONT
SYREMONT

Chimica delle specialità, prodotti fluorurati

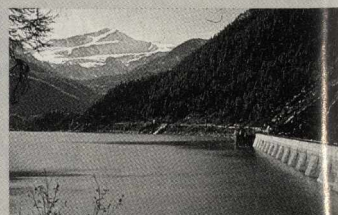
SISTEMA
TENCARA

Materiali compositi e avanzati, ricerca delle loro applicazioni



ERBAMONT
FARMITALIA
CARLO ERBA
ADRIA
LABORATORIES
ANTIBIOTICOS
CARLO ERBA OTC

Farmaceutici, bulk per antibiotici, farmaci da banco



EDISON
EDISON GAS
MONTESHELL

Produzione e energia elettrica, estrazione di idrocarburi, distribuzione di carburanti

industriale globale.

Himont, Ausimont e il Sistema Tencara; è il terzo gruppo alimentare europeo e l'ottavo al mondo con Eridania Béghin-Say; è leader in importanti segmenti della farmaceutica, in particolare nel campo dei farmaci antitumorali, con Erbamont; è il primo produttore privato di energia elettrica in Italia, attraverso Edison.

MONTEDISON ha aperto inoltre, con **Novamont**, un nuovo importante fronte di attività, quello della "Chimica Vivente", ossia della chimica basata sul largo impiego di materie prime agricole rinnovabili per l'ottenimento su scala industriale di prodotti fino ad oggi derivati principalmente da materie prime di origine fossile.

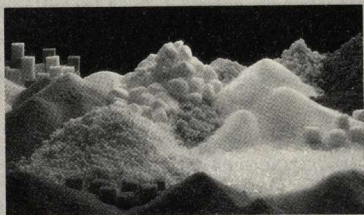
NOVAMONT



NOVAMONT

La Chimica Vivente

ERIDANIA BÉGHIN-SAY



ERIDANIA
BÉGHIN-SAY

Zucchero

CERESTAR

*Amido e derivati
(glucosio, sorbitolo,
maltitolo, ecc.)*

CENTRAL SOYA
CEREOL

*Triturazione
e raffinazione semi
oleosi (soia, colza,
girasole)*

CENTRAL SOYA

*Lecitine e
proteine di soia*

CENTRAL SOYA
PROVIMI

Mangimistica



CARAPELLI
LESIEUR
KOIPE
DUCROS

*Oli vegetali di marca,
margarine, maionese,
salse e spezie*

AGRA
AGROSEM
KOIPESOL

Sementi

ERIDANIA
SODES
DISTILLERIE
DE CHALONS

*Produzione alcol
etilico*

Ferruzzi

STUDI IN MEMORIA DI TULLIO BAGIOTTI ESSAYS IN MEMORY OF TULLIO BAGIOTTI

Comitato Promotore Sponsoring Committee

F. Caffè
G. Demaria
G. Di Nardi
G. Franco
P. Sylos Labini

F. von Hayek
G. Myrdal
F. Perroux
P. A. Samuelson
B. S. Yamey

Curatori Editors

A. Agnati
D. Cantarelli
A. Montesano

Scritti di/Papers by: A. Agnati, M. Allais, H. Arndt, G. Barbieri, H. Bartoli, P. Bassetti, W.J. Baumol, G. Becattini, M.J. Beckmann, L. Beltran, G. Borelli, W. Braeuer, F. Brambilla, M. Bronfenbrenner, F. Bruni, F. Caffè, D. Cantarelli, U. Caprara, C. Carli, A. Cova, C. Dagum, V. Del Punta, G. Demaria, B. Dmytryshyn, P. Dubey, R. Faucci, G.R. Feiwel, V.P. Filios, V. Filosa, P.C. Fishburn, G. Fodella, G. Gaburro, O. Garavello, I. Gasparini, F. Gehrels, N. Georgescu-Roegen, A.L. Gitlow, G. Goisis, W.D. Grampp, H. Guitton, L.C. Harriss, K. Holbik, E. James, W. Krelle, R.E. Kuenne, G. Landenna, W. Leinfellner, L. Lenti, J.M. Letiche, S. Lombardini, G. Lunghini, M. Manfredini Gasparetto, J.A. Martellaro, A. Martinelli, A. Mauri, F. Meacci, M.A.G. van Meerhaeghe, R. Molesti, A. Montesano, M. Monti, T. Negishi, H. Onoe, A. Pellanda, W.W. Pommerehne, P.L. Porta, A. Quadrio Curzio, R.E. Quandt, A.N. Rugina, O. Scarpat, C. Secchi, H.F. Sennholz, Y. Shionoya, M. Shubik, I. Sobel, S.C. Sufrin, M. Talamona, J. Tinbergen, J.E. Weinrich, S. Weintraub, J.K. Whitaker, B.S. Yamey, G. Zalin, S. Zamagni, O. Zinam.

1988. In 8°, pp. LX-1366

L. 120.000

EDIZIONI CEDAM - PADOVA

Savings and Development

Quarterly Review - No. 1 — 1992 — XVI

Editor

Arnaldo Mauri
Università di Milano

Publisher

Felice Tambussi

Editorial Address

Via S. Vigilio 10
20142 Milano (Italy)
Tel. (2) 8135341
Telex: 313223 FINAFR I
Telefax: (2) 8137481

EDITORIAL BOARD

Antonio Confalonieri
Dale W Adams
Sergio Bortolani
Peter J. Drake
David T. Edwards
Maxwell J. Fry
Jack M. Guttentag
Sándor Ligeti
Ronald I. McKinnon
Nurul-Islam Mian
Paolo Mottura
Hugh Patrick

Università Cattolica di Milano
Ohio State University
Università di Torino
Australian Catholic University
University of Bradford
University of Birmingham
University of Pennsylvania
University of Budapest
Stanford University
Agricultural University of Peshawar
Università Bocconi
Columbia University

Contents

Stages of Banking and Economic Development by <i>Rodney L. St. Hill</i>	5
Differential Credit Source-Utilization Pattern Among Agricultural Opinion Leaders and Non-leaders: Farm-level Evidence from Bangladesh by <i>Shah M. Alamgir Hossain and Shankariah Chamala</i>	23
Institutional Reactions to Policy: a Case Study of Rural Banking in South India by <i>Steve Wiggins</i>	43
The Socioeconomic Function of Moneylenders in Expanding Economies: the Case of the Chettiers by <i>Heiko Schrader</i>	69
An Econometric Analysis of Money Demand in Thailand by <i>Augustine C. Arize</i>	83
Financial Deregulation and the Effectiveness of Bank Supervision in Nigeria by <i>A.A. Alawode</i>	101

1993

Annual Subscription Rate:
Italy, EEC and
ACP Countries Lit. 95.000
Rest of the world
(air mail) Lit. 122.000

EDIZIONI CEDAM - PADOVA

Recentissima:

LE RELAZIONI COMMERCIALI E FINANZIARIE NELL'ECONOMIA MONDIALE DEGLI ANNI '90

A cura di OSCAR GARAVELLO e DARIO VELO

(Università degli Studi di Pavia. Centro Studi sulle Comunità Europee –
Collana di Studi Europei, n. 4)

1992. In 8°, di pp. VI-332

ISBN 88-13-17601-5

L. 43.000

INDICE. – *Parte prima: Il ruolo dell'Europa nell'economia mondiale negli anni '90* (D. Velo, O. Garavello, S. Sideri). – *Parte seconda: Le relazioni Europa-Africa* (A.A. Zenthö, E.Y. Konu, T.G. Tete-Adjalogo, G. Leodari, G. Usai, C. Bernini Carri, M. Sassi). – *Parte terza: Le relazioni intraeuropee est-ovest* (D. Smyslov, T. Palankai, E. Itta, G. Gabrielli e P. Lanzoni). – *Parte quarta: La funzione bancaria nel nuovo scenario finanziario mondiale* (S. Molinari, P.C. Marengo, R. Pesci, A. Caloia, O. Lafourcade).

IN VENDITA NELLE MIGLIORI LIBRERIE E PRESSO I NOSTRI AGENTI

ECONOMIES ET SOCIÉTÉS

série « monnaie et production »

ACTUALITÉ DE L'INFLATION

INFLATION ET RÉPARTITION : QUELQUES DÉVELOPPEMENTS RÉCENTS DE LA THÉORIE POST-KEYNÉSIENNE

E. LE HERON — Les approches traditionnelles de l'inflation et leur dépassement par les post-keynésiens

J. HALEVI — Observations on Kaldorian and Post-Keynesian approaches to inflation

J. LÉONARD — L'inflation en question

A. PARGUEZ — L'inflation zéro : un état idéal ou l'objectif impossible

PH. ARESTIS ET F. SKUSE — Wage and price setting in a Post-Keynesian theory of inflation

T. ASPROMOURGOS — Inflation in a Sraffa-Keynes framework

J.-J. FRIBOULET — Inflation de demande et coût d'usage

G.P. FOSTER — Administered price inflation

INFLATION, MONNAIE ET SYSTEME MONÉTAIRE

X. BRADLEY et C. GNOS — Définition de l'inflation : actualité de la problématique keynésienne des unités de salaires

K. BETZ et A. WESTPHAL — Inflation in a monetary production economy

G. EPSTEIN — Profit squeeze, rentier squeeze and macroeconomic policy under fixed and flexible exchange rates

L.R. WRAY — The inconsistency of monetarist theory and policy

J. BICHOT — Esquisse d'une application de la théorie opératoire à l'inflation

306 pages, 180 F.



Tome XXVn°11-12, novembre-décembre 1991, Série Monnaie et Production, MP, n°8. — *Directeurs de la série* : André Larceneux, Jacques Léonard, Alain Parguez

Pour toutes commandes et renseignements, veuillez vous adresser aux
PRESSES UNIVERSITAIRES DE GRENOBLE
BP 47 — 38040 Grenoble cedex 9 — France

NEW OCCASIONAL PAPERS FROM THE IMF

The Fiscal Dimensions of Adjustment in Low-Income Countries by **Karim Nashashibi, and others**

A strengthened fiscal position is at the core of most economic adjustment programs supported by IMF lending, especially for poorer countries that draw on the IMF's structural adjustment facilities. **Occasional Paper 95** reviews developments in 23 countries and evaluates their experience with fiscal and structural adjustment, including their efforts to design social safety nets to cushion the effects of adjustment.

ISBN 1-55775-229-X

Policy Issues in the Evolving International Monetary System by **Morris Goldstein, and others**

How can international monetary stability be promoted? **Occasional Paper 96** looks at ways to bolster economic policies and coordination among the industrial countries serving as nominal anchors for the world economy. It also assesses the operation of monetary unions and common currency areas. The authors conclude that problems with the world monetary system reflect weaknesses outside the exchange rate arena, and that exchange rate commitments must suit countries' individual characteristics.

ISBN 1-55775-234-6

Rules and Discretion in International Economic Policy by **Manuel Guitian**

Economic interdependence offers the potential for raising global welfare, but there is a fuzzy boundary between national interests and global objectives in the economic policy area. **Occasional Paper 97** examines this boundary area. It concludes that all international economic regimes must entail a mix of rules and discretion, and considers the most appropriate weights to be given to rules and discretion.

ISBN 1-55775-237-0

Price: US\$15.00 each (\$12.00 for university faculty and students)

Order from: Publication Services • Box No. XE-732

International Monetary Fund • 700 19th Street, N.W.

Washington, D.C. 20431, U.S.A.

Tel. (202) 623-7430 • Fax (202) 623-7201

EDIZIONI CEDAM - PADOVA

Recentissima:

MARCO FANNO

L'UOMO E L'ECONOMISTA

A cura di **MARIALUISA MANFREDINI GASPARETTO**

1992. In 8°, di pp. XII-246

ISBN 88-13-17606-6

L. 50.000

INDICE. — *Presentazione di Achille Agnati* - Marco Fanno - L'uomo e l'economista (Marialuisa Manfredini Gasparetto). — Saggi sui temi fondamentali di Marco Fanno (Roberto Scazzieri, Augusto Graziani, Riccardo Realfonzo, Cristina Nardi Spiller, Pier Luigi Porta, Veniero Del Punta, Massimo Di Matteo, Antonio Magliulo). — *La bibliografia di Marco Fanno*.

IN VENDITA NELLE MIGLIORI LIBRERIE E PRESSO I NOSTRI AGENTI